

# Ungleichheit, Umverteilung und der Wohlfahrtsstaat in der Schweiz

Inauguraldissertation zur Erlangung der Würde eines Doctor rerum socialium der  
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Bern

vorgelegt von  
Oliver Alfred Hümbelin  
von Zürich, Kanton Zürich

2016

Originaldokument gespeichert auf dem Webserver der Universitätsbibliothek Bern



Dieses Werk ist unter einem  
Creative Commons Namensnennung-Keine kommerzielle Nutzung-Keine  
Bearbeitung 2.5 Schweiz Lizenzvertrag lizenziert. Um die Lizenz anzusehen, gehen  
Sie bitte zu <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ch/> oder schicken Sie  
einen Brief an Creative Commons, 171 Second Street, Suite 300, San Francisco,  
California 94105, USA.

## Urheberrechtlicher Hinweis

Dieses Dokument steht unter einer Lizenz der Creative Commons  
Namensnennung-Keine kommerzielle Nutzung-Keine Bearbeitung 2.5  
Schweiz. <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ch/>

**Sie dürfen:**



dieses Werk vervielfältigen, verbreiten und öffentlich zugänglich machen

**Zu den folgenden Bedingungen:**



**Namensnennung.** Sie müssen den Namen des  
Autors/Rechteinhabers in der von ihm festgelegten Weise nennen  
(wodurch aber nicht der Eindruck entstehen darf, Sie oder die Nutzung des  
Werkes durch Sie würden entlohnt).



**Keine kommerzielle Nutzung.** Dieses Werk darf nicht für  
kommerzielle Zwecke verwendet werden.



**Keine Bearbeitung.** Dieses Werk darf nicht bearbeitet oder in  
anderer Weise verändert werden.

Im Falle einer Verbreitung müssen Sie anderen die Lizenzbedingungen,  
unter welche dieses Werk fällt, mitteilen.

Jede der vorgenannten Bedingungen kann aufgehoben werden, sofern Sie  
die Einwilligung des Rechteinhabers dazu erhalten.

Diese Lizenz lässt die Urheberpersönlichkeitsrechte nach Schweizer Recht  
unberührt.

Eine ausführliche Fassung des Lizenzvertrags befindet sich unter  
<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/ch/legalcode.de>

Die Fakultät hat diese Arbeit am 15. Dezember 2016 auf Antrag der beiden Gutachter Prof. Dr. Ben Jann und Prof. Dr. Thomas Gautschi als Dissertation angenommen, ohne damit zu den darin ausgesprochenen Auffassungen Stellung nehmen zu wollen.

# Inhaltsverzeichnis

<b>Vorwort</b>	<b>9</b>
<b>1 Einleitung</b>	<b>11</b>
<b>2 Ökonomische Ungleichheit in der Schweiz im Wandel der Zeit</b>	<b>17</b>
2.1 Mikro- und Makroprozesse der Ungleichheit	18
2.1.1 Mikroebene: Leistung, Vererbung, Soziale Risiken und Macht	19
2.1.2 Makroebene: Wirtschaft, Institutionen und Demographie	20
2.2 Die Schweiz im historischen Rückblick (1950 bis 2010)	23
2.3 Methodische Grundlagen, Daten und Indikatoren	24
2.4 Materielle Ungleichheiten in der Schweiz im Kontext makrostruktureller Veränderungen	28
2.4.1 Ungleichheit der Einkommen und Vermögen 2010	28
2.4.2 Entwicklung der Einkommensungleichheit von 1950 bis 2010	30
2.4.3 Entwicklung der Ungleichheit der Vermögen von 1981 bis 2010	35
2.4.4 Einkommensungleichheit auf regionaler Ebene	36
2.5 Zusammenfassung und Diskussion	39
2.6 Anhang 2	43
<b>3 Ungleichheitsforschung mit Steuerdaten</b>	<b>45</b>
3.1 Standards zur Messung von ökonomischer Ungleichheit	46
3.1.1 Definition ökonomischer Ressourcen	46
3.1.2 Messung von Ungleichheit	48
3.1.3 Untersuchungseinheiten	50
3.1.4 Repräsentativität und Validität	50
3.2 Steuerdaten und Umfragedaten im Vergleich	51
3.3 Empirische Fallstudie mit Steuerdaten der Schweiz	54
3.3.1 Daten und Methode	56
3.3.2 Einkommensdefinition	57
3.3.2.1 Einkommensdefinition auf der Basis von Steuerdaten	57
3.3.2.2 Steuerbare Einkommen korrigiert mit einer Äquivalenzskala	60
3.3.3 Messung von Ungleichheit	61
3.3.3.1 Entwicklung über die Zeit mit Aggregatsmassen (Gini, Atkinson und Theil)	61
3.3.3.2 Entwicklung über die Zeit mit relativen Verteilungen	62
3.3.4 Untersuchungseinheiten	63
3.3.5 Repräsentativität und Validität	65
3.3.5.1 Vollerhebung im Vergleich zu Stichprobenerhebung	66
3.3.5.2 Einfluss von Nicht-Besteuerten	68
3.4 Diskussion und Schlussfolgerung	70
3.5 Anhang 3	73
<b>4 Ungleichheit und Umverteilung über das Steuersystem</b>	<b>79</b>
4.1 Umverteilung über das Steuersystem	83
4.1.1 Die umverteilende Wirkung von Steuern	84
4.1.2 Fiscal Welfare und der versteckte Wohlfahrtsstaat	86
4.2 Daten und Methoden	88

4.2.1 <i>Das Steuersystem der Schweiz und die Verwendung von Steuerdaten für die Forschung</i>	88
4.2.2 <i>Definition der Einkommen, Steuern und Abzüge</i>	89
4.2.3 <i>Messung von Umverteilungseffekten</i>	93
4.2.4 <i>Dekomposition von Umverteilungseffekten</i>	94
4.3 <i>Umverteilungseffekte im Steuersystem</i>	95
4.3.1 <i>Ungleichheit und Umverteilung über Sozialleistungen und Steuern</i>	96
4.3.2 <i>Partielle Umverteilungseffekte von Einkommens- und Vermögenssteuern</i>	98
4.3.3 <i>Partielle Umverteilungseffekte von steuerlichen Abzügen</i>	100
4.4 <i>Zusammenfassung und Diskussion</i>	104
4.5 <i>Anhang 4</i>	107
<b>5 Ungleichheit und Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt</b>	<b>111</b>
5.1 <i>Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt aus sozialstruktureller Perspektive</i>	112
5.2 <i>Daten und Methoden</i>	115
5.2.1 <i>Administrativdaten der Sozialen Sicherheit und Kohortendefinition</i>	115
5.2.2 <i>Rekonstruktion von Verläufen und Integration/Exklusionsklassifikation</i>	116
5.2.3 <i>Operationalisierung sozialstruktureller Merkmale und Vergleich mit Gesamtbevölkerung</i>	119
5.2.4 <i>Statistische Methoden</i>	122
5.3 <i>Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt nach einem ersten Sozialleistungsbezug</i>	123
5.3.1 <i>Deskriptive Befunde im Längsschnitt</i>	123
5.3.2 <i>Sozialstrukturelle Effekte des arbeitsmarktlichen Ausschlusses</i>	125
5.4 <i>Zusammenfassung</i>	133
5.5 <i>Diskussion</i>	135
5.6 <i>Anhang 5</i>	137
<b>6 Nichtbezug von Sozialhilfe: Regionale Unterschiede und die Rolle von Normen</b>	<b>143</b>
6.1 <i>Theoretische Erklärung des Nichtbezuges und Bedeutung für die Schweiz</i>	145
6.1.1 <i>Theoretische Erklärung des Nichtbezugs</i>	145
6.1.2 <i>Sozialhilfe in der Schweiz</i>	147
6.2 <i>Ermittlung von Nichtbezugs-Quoten mit Steuer- und Sozialhilfedaten</i>	149
6.2.1 <i>Vor- und Nachteile der genutzten Datenbasis</i>	150
6.2.2 <i>Schätzung der Quote der Anspruchsberechtigten</i>	152
6.2.3 <i>Schätzung der Nichtbezugsquote</i>	157
6.3 <i>Regionale Unterschiede des Nichtbezugs und mögliche Erklärungen</i>	159
6.3.1 <i>Deskriptive Resultate</i>	159
6.3.2 <i>Modellschätzungen</i>	162
6.4 <i>Zusammenfassung und Diskussion</i>	165
6.5 <i>Anhang 6</i>	168
<b>7 Zusammenfassung der zentralen Ergebnisse</b>	<b>172</b>
<b>8 Literaturverzeichnis</b>	<b>178</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2-1: Makro- und Mikroprozesse der ökonomischen Ungleichheit .....	19
Abbildung 2-2: Verteilung des versteuerten Einkommen und Vermögen, 2010 .....	29
Abbildung 2-3: Lorenzkurven für Einkommen- und Vermögensverteilung, 2010 .....	29
Abbildung 2-4: Entwicklung der Einkommensungleichheit .....	32
Abbildung 2-5: Entwicklung des BIP. Quelle: Maddison Project .....	32
Abbildung 2-6: Zusammenhang von Ungleichheit und Wirtschaftswachstum .....	32
Abbildung 2-7: Entwicklung der sozialen Sicherheit.....	32
Abbildung 2-8: Zusammenhang von Ungleichheit und Veränderung der Sozialquote .....	32
Abbildung 2-9: Entwicklung der Vermögensungleichheit.....	36
Abbildung 2-10: Regionale Verteilung des Wohlstands innerhalb der Schweiz, 2010.....	37
Abbildung 2-11: Kantonale Entwicklung der Einkommensungleichheit in vier Episoden. ....	38
Abbildung 3-1: Einkommensdefinitionen: Vom Primäreinkommen zum verfügbaren Einkommen .....	48
Abbildung 3-2: Ungleichheitstrends in der Schweiz mit unterschiedlichen Datenquellen .....	54
Abbildung 3-3: Ungleichheitstrends mit Einkommen für steuerliche Zwecke .....	59
Abbildung 3-4: Ungleichheitstrends, steuerbares und verfügbares Einkommen .....	60
Abbildung 3-5: Ungleichheitstrends mit und ohne Äquivalenzgewichtung .....	61
Abbildung 3-6: Ungleichheitstrends mit unterschiedlichen Masszahlen.....	62
Abbildung 3-7: Entwicklung über die Zeit mit relativer Verteilung, 2011 vs 2003 .....	63
Abbildung 3-8: Vergleich von Verteilungen mit Basis Haushalten vs Steuereinheiten .....	65
Abbildung 3-9: Vergleich von Verteilungen aus Befragungs- vs Steuerdaten .....	68
Abbildung 3-10: Ungleichheitstrends mit und ohne Nicht-Besteuerte .....	70
Abbildung 4-1: Vom Bruttoeinkommen zum verfügbaren Einkommen und der Prozess der Steuerveranlagung .....	90
Abbildung 4-2: Mittlere Höhe der Abzüge (linke Spalte) und daraus resultierende relative Steuererleichterung (rechte Spalte) nach Quintilen des Bruttoeinkommens, 2011 .....	103
Abbildung 5-1: Teilnahme am Arbeitsmarkt und Sozialleistungsbezüge über vier Jahre.....	124
Abbildung 5-2: Effekte vertikaler Schichtmerkmale auf Exklusionsrisiken, Haupteffekte .....	127
Abbildung 5-3: Effekte vertikaler Schichtmerkmale auf Exklusionsrisiken, Interaktionseffekte von Bildungsstand und Einkommensposition.....	129
Abbildung 5-4: Effekte Merkmale horizontaler Sozialstruktur auf Exklusionsrisiken .....	130
Abbildung 6-1: Entwicklung der Anzahl Zeitungsartikel zum Thema « Sozialhilfe » .....	149
Abbildung 6-2: Nichtbezugsquoten in Gemeinden des Kantons Bern entlang der Links-Rechts- Skala .....	161
Abbildung 9-1: Vorhergesagte Nichtbezugsquote gemäss OLS-Schätzung vs Bevölkerungsdichte .....	171

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 2-1: Zusammensetzung der analysierten ökonomischen Grössen .....	25
Tabelle 2-2: Makroindikatoren zur Beschreibung der Veränderung in der Schweiz .....	27
Tabelle 2-3: Bivariate Korrelationen .....	32
Tabelle 2-4: Determinanten der Veränderung der Einkommensungleichheit .....	35
Tabelle 2-5: Makroindikatoren für die Analyse zur Veränderung der Einkommensungleichheit ..	43
Tabelle 2-6: Entwicklung der Vermögensungleichheit .....	44
Tabelle 3-1: Vergleich von Steuer- und Umfragedaten .....	52
Tabelle 3-2: Ungleichheitstrends in der Schweiz mit unterschiedlichen Datenquellen, Gini-Koeffizienten .....	73
Tabelle 3-3: Ungleichheitstrends mit Einkommen für steuerliche Zwecke, Gini-Koeffizienten .....	74
Tabelle 3-4: Ungleichheitstrends, steuerbares und verfügbares Einkommen, Gini-Koeffizienten ..	75
Tabelle 3-5: Ungleichheitstrends mit und ohne Äquivalenzskalierung, Gini-Koeffizienten .....	75
Tabelle 3-6: Ungleichheitstrends mit unterschiedlichen Masszahlen .....	76
Tabelle 3-7: Ungleichheitstrends mit und ohne Nicht-Besteuerte, Gini-Koeffizienten .....	77
Tabelle 3-8: Testübersicht nach methodischen Bereichen .....	78
Tabelle 4-1: Ungleichheit und Umverteilung in 30 Ländern der OECD, 2012 .....	82
Tabelle 4-2: Steuereinnahmen und Steuerbelastung im Kanton Aargau nach föderalen Stufen der Steuer, 2001 und 2011 .....	91
Tabelle 4-3: Steuerliche Abzüge im Kanton Aargau, 2001 und 2011 .....	92
Tabelle 4-4: Ungleichheit und Umverteilungseffekte von Sozialleistungen und Steuern .....	97
Tabelle 4-5: Partielle Umverteilungseffekte einzelner direkter Steuern, 2001 und 2011 .....	99
Tabelle 4-6: Partielle Umverteilungseffekte von steuerlichen Abzügen .....	101
Tabelle 4-7: Marginalbelastung durch Kantons-, Gemeinde und Kirchensteuer in Prozent des Bruttoarbeitseinkommens, ledig in Aarau lebend .....	107
Tabelle 4-8: Marginalbelastung durch Kantons-, Gemeinde und Kirchensteuer in Prozent des Bruttoarbeitseinkommens, verheiratet, zwei Kinder in Aarau lebend .....	107
Tabelle 4-9: Zuteilung einzelner steuerlicher Abzüge zu übergeordneten Kategorien .....	108
Tabelle 4-10: Umverteilungseffekte von Einkommens- und Vermögenssteuern der direkten Bundessteuer, Kantonssteuer, Gemeinde und Kirchensteuer, Kanton Aargau 2001 .....	109
Tabelle 4-11: Umverteilungseffekte von Einkommens- und Vermögenssteuern der direkten Bundessteuer, Kantonssteuer, Gemeinde und Kirchensteuer, Kanton Aargau 2011 .....	109
Tabelle 4-12: Umverteilungseffekte von steuerlichen Abzügen, Kanton Aargau 2001 .....	110
Tabelle 4-13: Umverteilungseffekte von steuerlichen Abzügen, Kanton Aargau 2011 .....	110
Tabelle 5-1: Integration/Exklusionsklassifikation .....	118
Tabelle 5-2: Sozialstruktureller Vergleich Eintrittskohorte 2006 mit Bevölkerungsmerkmalen 2005 .....	120
Tabelle 5-3: Arbeitsmarktliche Integration/Exklusion $t_4$ .....	125
Tabelle 5-4: Codierschema für Kombinationszustände .....	137
Tabelle 5-5: Effekte sozialstruktureller Merkmale auf Exklusion vom Arbeitsmarkt .....	138

Tabelle 5-6: Effekte sozialstruktureller Merkmale auf Exklusion vom Arbeitsmarkt unter Einbezug der Interaktion von Bildung und Einkommensposition.....	139
Tabelle 5-7: Effekte sozialstruktureller Merkmale auf Exklusion vom Arbeitsmarkt, Frauen .....	141
Tabelle 5-8: Effekte sozialstruktureller Merkmale auf Exklusion vom Arbeitsmarkt, Männer .....	142
Tabelle 6-1: Schätzung der Quote der Anspruchsberechtigten für unterschiedliche Altersgruppe .....	156
Tabelle 6-2: Schätzung der Nichtbezugsquote von Sozialhilfeleistungen <sup>a</sup> .....	158
Tabelle 6-3: Effektschätzer des Nichtbezuges von Sozialhilfe .....	165
Tabelle 6-4: Bedarfsschwelle nach Haushaltsgrösse .....	168
Tabelle 6-5: Mietindex für MS-Regionen im Kanton Bern .....	168
Tabelle 6-6: Monatliche Prämienverbilligung.....	169
Tabelle 6-7: Schätzung der Quote der Anspruchsberechtigten in Abhängigkeit von steuerdatenspezifischen Eigenheiten .....	170



## Vorwort

Das vorliegende Buch vereint Studien zum Thema Ungleichheit und dem Wohlfahrtsstaat in der Schweiz, die im Rahmen meiner Dissertation entstanden sind und die aus dem vom Schweizerischen Nationalfonds (SNF) geförderten Projekt „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz von 1970 bis 2010“ (Projekt Nr.143399) hervorgegangen sind. Das Forschungsprojekt wurde in Kooperation des soziologischen Institutes der Universität Bern und dem Fachbereich Soziale Arbeit der Berner Fachhochschule durchgeführt und hatte zum Ziel, die Veränderung der Ungleichheit in der Schweiz anhand von Steuerdaten des Bundes und von kantonalen Mikro-Steuerdaten zu untersuchen. Das Projekt konnte wichtige Forschungslücken füllen, die mit einer anderen Datenbasis so nicht hätten erforscht werden können. Die wichtigsten Ergebnisse können dem Schlussbericht entnommen werden, der – wie alle im Rahmen des Projektes erarbeiteten Resultate – über die Website <https://inequalities.ch> einer interessierten Öffentlichkeit zugänglich gemacht sind. Auf der Website haben wir darüber hinaus laufend wissenschaftliche Publikationen und Zeitungsartikel rund um das Thema Ungleichheit in der Schweiz in einem Blogroll festgehalten. Seit wir Anfang 2013 mit inequalities.ch online gegangen sind, konnten wir in einem Zeitraum von ca. vier Jahren 90 Zeitungsartikel und 43 Publikationen von verschiedener Institutionen verlinken, die sich mit der Thematik von ökonomischer Ungleichheit in der Schweiz beschäftigen. Dies zeigt die Aktualität und das öffentliche Interesse an der Thematik eindrücklich auf.

Im genannten SNF-Projekt konnte ich von 2013 bis 2016 als Doktorand arbeiten. Die im Rahmen des SNF-Projektes zu „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz“ gesammelten Daten durfte ich für die Arbeiten an meiner Dissertation verwenden. In Zusammenhang mit den Arbeiten rund um das SNF-Projekt und meiner Dissertation war es mir stets ein Anliegen, die entstandenen Resultate einem breiteren Publikum zugänglich zu machen und so einen Beitrag zum öffentlichen Diskurs zu leisten. In diesem Zusammenhang sind weitere Publikationen entstanden, die sich an ein breites Publikum richten. Dazu gehört der Artikel: „Öffnet sich die Schere zwischen Arm und Reich?“, der in der Zeitschrift Impuls 2014 erschienen ist und sich an Sozialarbeitende und übrige im sozialen Bereich Tätige richtet (Hümbelin & Farys, 2014). Der Artikel stellt eine Kurzfassung von Kapitel 2 dar. Ebenfalls auf den Arbeiten in diesem Kapitel basiert die Datenvisualisierung „Kantonale Entwicklung der Einkommensungleichheit“<sup>1</sup>. Sie zeigt auf animierte Weise auf, wie die Unterschiede zwischen den Kantonen in den Jahren nach der Jahrtausendwende zugenommen haben. Erwähnenswert ist ferner ein Gastbeitrag im Datenblog von Tamedia<sup>2</sup>. Anlässlich der Abstimmung zur Erbschaftssteuer vom 14. Juni 2015 haben der Kollege Farys und ich aufgezeigt, wie die Vermögen im Kanton Bern verteilt sind und wer von der Steuer betroffen gewesen wäre (Hümbelin & Farys, 2015). Darüber hinaus ist der Beitrag „Ungleichheit von Einkommen und Vermögen in der Schweiz“ im Denknetz-Jahrbuch 2015 er-

<sup>1</sup> [http://inequalities.ch/?page\\_id=982](http://inequalities.ch/?page_id=982)

<sup>2</sup> <http://blog.tagesanzeiger.ch/datenblog/index.php/8754/so-viel-geld-wuerde-die-erbschaftssteuer-in-die-kasse-spielen>

schiene, der sich an ein sozialpolitisch interessiertes Publikum richtet (Fluder, Hübeline & Jann, 2015). Als Spin-off der Resultate im Rahmen der in Kapitel 6 dargestellten Arbeit haben Rudolf Farys und ich schliesslich die eigenständige Datenvisualisierung „Armut und Ungleichheit“<sup>3</sup> erstellt, die Armutsquoten nach unterschiedlichen Berechnungsmethoden anhand von interaktiven Karten für den Kanton Bern darstellt und thematisiert, dass Armut gerade in reichen Gesellschaften im Kontext der gesamtgesellschaftlichen Verteilung der Güter gesehen werden muss. Eine Kurzfassung ist im Wissenschaftsblog *Knoten & Maschen. Blog für soziale Sicherheit*<sup>4</sup> unter dem Titel „Zwischen Armut und Ungleichheit“ erschienen. Im selben Blog habe ich schliesslich den Beitrag „Wer wagt es nach Hilfe zu fragen“ verfasst, der auf der in Kapitel 6 beschriebenen Arbeit basiert<sup>5</sup>.

Abschliessend möchte ich mich bei denjenigen bedanken, die mir das Vorhaben der Dissertation erst ermöglicht haben und die mich auf diesem Weg begleitet haben. Dazu gehören Robert Fluder und Tobias Fritschi, die mich für das SNF-Projekt ins Boot geholt haben und im Rahmen von zahlreichen Gesprächen – oder sogar direkt (Kapitel 5) Teil dieser Dissertation sind. Besonderer Dank gebührt zudem Ben Jann, der die Gesamtprojektleitung des SNF-Projektes inne hatte und als Hauptantragsteller den Stein ins Rollen brachte. Gleichzeitig möchte ich mich bei ihm für alle wertvollen Hinweise und Anregungen zu allen in diesem Buch geführten Beiträgen bedanken. Bedanken möchte ich mich des Weiteren bei Thomas Gautschi, der bereit war, das Zweitgutachten der Dissertation zu verfassen. Besonderen Dank gilt ferner Rudolf Farys, der ebenfalls im Rahmen des SNF-Projektes doktorierte. Er war in den letzten vier Jahren mein Weggefährte, mit dem ich Freud und Leid des Forschungsalltags teilen durfte und mit dem ich zahlreiche Arbeiten gemeinsam angehen konnte. Bei Jonas Meier und Stefan Illic möchte ich mich für alle Arbeiten rund um die Aufbereitung der Steuerdaten des SNF-Projektes bedanken. Gemeinsam haben wir uns durch manche kantonale Wegleitung und manches Steuergesetz gepflügt. Schliesslich möchte ich mich im speziellen für Anregungen und kritische Hinweise zu Kapitel 3 bedanken bei Debra Hevenstone, Dorian Kessler und Alessandra Pellegrini und insbesondere bei Renate Salzgeber für den Austausch zur Arbeit im Rahmen von Kapitel 6. Ebenfalls bedanken möchte ich mich bei Bernadette Flückiger, die einige Beiträge dieser Dissertation lektorierte.

Bern, 18. November 2016

Oliver Hübeline

<sup>3</sup> [http://inequalities.ch/?page\\_id=975](http://inequalities.ch/?page_id=975)

<sup>4</sup> <https://blog.bfh.ch/knotenmaschinen/zwischen-armut-und-ungleichheit/>

<sup>5</sup> <https://blog.bfh.ch/knotenmaschinen/wer-wagt-es-nach-hilfe-zu-fragen/>

# 1 Einleitung

Mit der Digitalisierung ist derzeit eine technologische Revolution im Gange, der bedeutsame wirtschaftliche und gesellschaftliche Veränderungen zugeschrieben werden (Brynjolfsson & McAfee, 2011, 2014; Rifkin, 2014). Damit dringt die Menschheit in Bereiche vor, die vor wenigen Jahren noch als Science-Fiction galten. Selbstfahrende Autos für den Massenverkehr oder die Erschaffung von künstlicher Intelligenz könnten bald Bestandteil des Alltags werden. Mit dieser Entwicklung sind allerdings auch Risiken verbunden. Laut Klaus Schwab, Gründer und Gastgeber des Weltwirtschaftsforums, werde die neue industrielle Revolution den Arbeitsmarkt in seinen Grundfesten erschüttern (Schwab, 2016). Jenen Bereich der Gesellschaft also, der als Kern der modernen Gesellschaften gilt, weil darin Wohlfahrt für den Einzelnen und die Allgemeinheit geschaffen wird. Nach der Mechanisierung, der Elektrifizierung und der Automatisierung wird die 4. Industrielle Revolution vermutlich viele Jobs überflüssig machen, indem Arbeitsabläufe von Robotern oder Computern übernommen werden. Anders als bei den bisherigen industriellen Umbrüchen sollen bei der aktuellen auch Tätigkeitsfelder betroffen sein, für die gute Qualifikationen nötig sind. Eine vielzitierte Studie der Universität Oxford schätzt, dass in den USA knapp die Hälfte aller heute existierender Jobs durch die Digitalisierung in Frage gestellt werden (Frey & Osborne, 2013). Glaubt man den Prognosen, so stehen wir am Vorabend von grösseren gesellschaftlichen Umwälzungen und es ist offen, wie die Welt auf diese Veränderungen reagieren wird.

Die Welt ist im Wandel – jedoch nicht erst seit heute. Eine gute Möglichkeit zu untersuchen, wie sich Chancen und Risiken zur Teilhabe Einzelner am gesellschaftlichen Wohlstand entwickeln und entwickelt haben, ist die Analyse der Verteilung von ökonomischen Ressourcen. Bereits Kuznets (1955) hat das Zusammenspiel von industriellem Übergang und ökonomischer Ungleichheit untersucht und konnte aufzeigen, dass Phasen des Umbruchs mit einer Zunahme der Ungleichheit verbunden sind, weil es Einigen besser gelingt den technologischen Wandel zu nutzen. Entsprechend erstaunt es nicht, dass die Frage nach der Ungleichheit und ihren Folgen im Zuge des aktuellen technologischen Wandels wieder eine Hochkonjunktur erlebt. Wichtige Publikationen sind in diesem Zusammenhang die Berichte der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD, 2008, 2011, 2015). Im Grundtenor warnt die OECD vor der Zunahme der Ungleichheit. In den 1980er Jahren verdienten die Reichsten 10% der Bevölkerung 7-mal mehr als die ärmsten 10%. Heute ist es bereits 10-mal mehr. Wird Vermögen miteinbezogen, sind die Unterschiede noch markanter; die Reichsten 10% verfügen über die Hälfte der gesamten Vermögen. Piketty (2014) publizierte schliesslich einen Bestseller, in welchem er eine historische Analyse der Konzentration der Einkommen bei den Topverdienern im 20. Jahrhundert vornahm. Mit dieser Analyse konnte er feststellen, dass die aus Vermögen erwirtschaftete Rendite im Verlaufe der Zeit höher ausfällt, als das Wirtschaftswachstum. Die Wirtschaft wächst und der Kuchen wird grösser. Das Stück derjenigen, die über Vermögen verfügen, wächst

aber schneller. So, die einfache Botschaft. Wohnt demnach dem kapitalistischen System eine Dynamik inne, die zu einer immer grösseren Ungleichheit führt?

Diese Frage verlangt nach Klärung. Eine Besonderheit der jüngsten Debatten ist, dass es nicht Aktivisten oder Bürgerbewegungen sind, die am lautesten Antworten fordern. Noch viel dringlicher mahnen die globalen Eliten (World Economic Forum, 2013). Es erstaunt daher wenig, dass sich in den letzten Jahren zahlreiche Forschungskonsortien der Thematik annahmen. Neben den bereits erwähnten Top-Income-Studien (Atkinson & Piketty, 2007, 2010; Piketty, 2003; Piketty & Saez, 2003), gehört dazu das GINI-Projekt<sup>6</sup>, eine Forschungskollaboration von über 200 Wissenschaftler mit dem Ziel, die Ungleichheitsentwicklungen in der Europäischen Union besser zu verstehen. Auch die Datenbanken der *Luxembourg Income Study* trugen zur Aufklärung der Situation bei und ermöglichten zahlreiche Publikationen (Gornick & Jäntti, 2013). Im Grundtenor scheint sich die Community einig: die Ungleichheit nimmt zu. Die zahlreichen Studien zur Thematik zeugen aber auch davon, wie vielschichtig der Forschungsgegenstand ist. Die Verteilung ökonomischer Ressourcen ist nämlich nicht nur von den sich wandelnden wirtschaftlichen Rahmenbedingungen abhängig. Weitere Faktoren beeinflussen das Geschehen ebenso, wie die demografische Alterung, die derzeit alle westlichen Länder durchleben (vgl. ausführlicher zu theoretischen Bezügen zur Entwicklung der Ungleichheit in Kapitel 2). Ein entscheidendes Element ist schliesslich der Wohlfahrtsstaat. Dieser beeinflusst, wie sich Ideale wie Chancengleichheit und gesellschaftliche Mobilität entfalten und in welchem Ausmass wirtschaftlich unerwünschte Dynamiken ausgeglichen werden. Gerade weil Demokratie auf einem Gleichheitsversprechen für alle Bürgerinnen und Bürger basiert und Märkte per se Ungleichheit generieren, sind staatliche, korrigierende Eingriffe nötig. Es lässt sich natürlich darüber streiten, wie weit diese gehen sollen. Eine Herausforderung besteht darin zu eruieren, wie viel Ungleichheit eine Gesellschaft ertragen kann, ohne dass sie auseinander bricht – und wie viel sie ertragen muss, um ihre Innovationsdynamik aufrechterhalten zu können.

Dieser Balanceakt scheint in der Schweiz gut zu gelingen. Zwar verschärfte die jüngste Wirtschaftskrise im Jahr 2009 das Unbehagen und Verteilungsfragen wurden zunehmend dringlicher gestellt. Obwohl das Thema auf der politischen Agenda weit oben stand, sind sich interdisziplinäre Forschungsbemühungen aber uneins, wie die Ungleichheitsentwicklung in der Schweiz tatsächlich einzuordnen ist. Sind die materiellen Ressourcen in der Schweiz zunehmend ungleicher verteilt? Dieser Frage geht Kapitel 2 nach, in dem die Entwicklung der Einkommens- und Vermögensverteilung auf der Basis von Steuerstatistiken nachgezeichnet wird. Der Beitrag liefert erste Hinweise zur Entwicklung in der Zeitperiode von 1950 bis 2010. In diesem Zeitraum durchlebte die Schweiz einen markanten Wandel der Wirtschaftsstruktur. Die abnehmende Bedeutung der Industrie ging mit dem Aufstieg des Dienstleistungssektors einher. Die Nachkriegszeit entpuppte sich dabei als Goldgrube, die mit einer stetigen Zunahme des Wohlstandes ein-

<sup>6</sup> <http://www.gini-research.org/articles/home>

herging. Nach den euphorischen Jahren trübte sich die Stimmung erstmals mit der Ölkrise von 1973. In den 1990er Jahren kam die Schweizer Wirtschaft schliesslich erstmals über einen längeren Zeitraum in Schieflage. Auch die jüngste Finanzkrise im Bankensektor (2008) war in der Schweiz spürbar. Trotz einzelner Krisen hat sich die Schweiz im internationalen Vergleich wirtschaftlich relativ stabil entwickelt. Dies ist mit ein Grund dafür, dass sich der Schweizer Wohlfahrtsstaat erst spät entwickelt hat (Flückiger, 1998). Obligatorische Sozialversicherungen wurden im Vergleich zu anderen westeuropäischen Ländern im Schnitt jeweils etwa zwei bis drei Jahrzehnte später eingeführt (Bonoli, 2007). Eine obligatorische Krankenversicherung wurde beispielsweise erst 1996 umgesetzt, während die Arbeitslosenversicherung 1984 etabliert wurde. Wie haben sich der wirtschaftliche Wandel und die Entwicklung des schweizerischen Wohlfahrtsstaates auf die Verteilung von ökonomischen Ressourcen ausgewirkt?

Kapitel 3 nimmt den historischen Blickwinkel des ersten Beitrags auf und bespricht, welche Bedeutung Steuerdaten für eine Analyse gesamtgesellschaftlicher Entwicklung der Ungleichheit zukommt. Nicht zuletzt dank Thomas Piketty (2014) haben Steuerdaten in der Forschung zu Ungleichheit an Aufmerksamkeit gewonnen. In vielen Ländern ist jedoch gar nicht so eindeutig, wie der Trend der Einkommensungleichheit zu beurteilen ist, weil verschiedene methodische Zugänge die Sicht trüben oder weil keine verlässlichen Daten vorhanden sind. Auch in der Schweiz ist es fraglich, ob die verfügbaren Surveys ausreichen, um damit die komplexe Realität adäquat abbilden zu können. In diesem Kapitel wird der Frage nachgegangen, welche Vorteile und welche Schwierigkeiten mit herkömmlichen Befragungen und mit Steuerdaten für Verteilungsstudien verbunden sind. Dabei werden die in den zur Verfügung stehenden Erhebungen abgebildeten Konzepte in Bezug auf Einkommen, statistische Einheit und Repräsentativität mit idealtypischen Messkonzepten verglichen. Anhand von schweizerischen Steuer- und Surveydaten werden anschliessend Schätzungen vorgenommen, anhand derer beurteilt werden kann, inwiefern die Abweichungen zu Messfehlern bei der Quantifizierung von Ungleichheitskoeffizienten führt. Ist die Ungleichheitsentwicklung, wie sie auf der Basis von Survey-Befragungen für die Schweiz nachgezeichnet wird, realistisch? Welche Zusatzerkenntnisse können mit Steuerdaten gewonnen werden und wo ist bei deren Interpretation Vorsicht geboten?

Steuerdaten und der Prozess der Besteuerung selber sind für Soziologen in vielerlei Hinsicht interessant, weil daraus manches über die Gesellschaft abgelesen werden kann. Martin, Mehrotra, & Prasad (2009:1) schreiben dazu: "There are good reasons why many scholars have recognized the importance of taxation. Taxes formalize our obligations to each other. They define the inequalities we accept and those that we collectively seek to redress. They signify who is a member of our political community, how wide we draw the circle of 'we'. They set the boundaries of what our governments can do. In the modern world, taxation is the social contract". Die Ausgestaltung des Steuersystems sagt demnach auch etwas über den gesellschaftlichen Zusammenhalt aus. Gleichzeitig beeinflussen Steuern die Verteilung der verfügbaren Ressourcen direkt. Ein Schlüsselement zur Reduktion von Einkommensungleichheit ist die progressive Ausgestaltung von

Steuern. Dies beinhaltet, dass die Beteiligung an den Lasten des öffentlichen Haushaltes mit zunehmender wirtschaftlicher Leistungsfähigkeit steigt und durch die ungleiche Steuerbelastung ein Angleichen bei den verfügbaren Einkommen entsteht. Im Zuge der Globalisierung mit zunehmender Mobilität von Kapital und Personen wird dieses einfache Prinzip aber in Frage gestellt. Jeder möchte nämlich gerne Wohlhabende in seiner Nachbarschaft wohnen wissen und entsprechend wird das Steuersystem optimiert, um im Buhlen um Reiche nicht das Nachsehen zu haben. Eine Besonderheit der Ungleichheitsentwicklung der letzten Jahre besteht entsprechend darin, dass die Zunahme der Ungleichheit auch darauf zurückzuführen ist, dass die umverteilende Wirkung staatlicher Instrumente an Boden verloren hat (OECD, 2011, 2015). Kapitel 4 nimmt sich dieser Thematik an und untersucht auf der Basis eines durchschnittlichen Schweizer Kantons, des Kantons Aargau, wie sich die Verteilungswirkung des Steuersystems im Zeitraum von 2001 bis 2011 verändert hat. Dabei kann die Analyse die Umverteilungswirkung von steuerlichen Abzügen miteinbeziehen, die als versteckte wohlfahrtsstaatliche Eingriffe gelten und deren Effekt auf die umverteilende Wirkung von Steuern bisher wenig untersucht ist.

Eine weitere zentrale Arena der Ungleichheit ist der Arbeitsmarkt. Während das umliegende Europa, gebeutelt durch Finanz- und Schuldenkrise, Rekordzahlen der Arbeitslosigkeit erlebt und um Lösungen ringt, scheint die Schweiz ohne grösseren Schaden davon gekommen zu sein. Die hohe Erwerbspartizipation ist in komparativen Studien denn auch einer der zentralen Faktoren, die zum vergleichsweise geringen Ausmass der Einkommensungleichheit in der Schweiz beiträgt (Christoffersen, Beyeler, Eichenberger, Nannestad & Paldam, 2014). Trotzdem scheiden auch in der Schweiz Menschen aus dem Arbeitsmarkt aus – ohne dass ihnen eine Reintegration gelingt. So stieg die Sozialhilfequote seit Anfang der 1990er langsam aber stetig von 1,3 % auf 3,3 % an – ohne sich in Phasen des wirtschaftlichen Aufschwunges deutlich zu erholen (BFS, 2015a). Da der Arbeitsmarkt ein zentrales Element des gesellschaftlichen Zusammenhaltes und der sozialen Integration ist (Durkheim, 1992), kann der arbeitsmarktliche Ausschluss als Kernrisiko moderner Gesellschaften beschrieben werden (Kronauer, 2007). Aus der Perspektive der Ungleichheitsforschung stellt sich die Frage, ob es sich dabei um ein Zusammenspiel unglücklicher Umstände handelt oder ob gesellschaftliche Dynamiken mitspielen. Die klassische soziologische Theorie würde vermuten, dass die sozialen Risiken des modernen Lebens schichtspezifisch bedingt sind (Davis & Moore, 1945) und dass überwiegend die unteren Klassen betroffen sind. Mit dem Wandel hin zur Risikogesellschaft (Beck, 1992) wird nun allerdings vermehrt argumentiert, dass sich die Wege an den Rand der Gesellschaft demokratisieren (Leisering & Leibfried, 1999). Gemäss dieser Theorie sind Mitglieder aller gesellschaftlichen Schichten potentiell gefährdet, in Armut abzurutschen. Diesem Disput geht der Beitrag in Kapitel 5 nach, indem auf der Basis von Administrativdaten der sozialen Sicherheit in einer longitudinalen Studie untersucht wird, welche Bevölkerungsgruppen eher von einem arbeitsmarktlichen Ausschluss betroffen sind als andere, nachdem sie erstmals die Leistungen der sozialen Sicherheit beanspruchen mussten.

Ein wichtiger Teilaspekt der Ungleichheitsforschung umfasst die Analyse von Armut und wie die staatlichen Massnahmen auf diese reagieren. Ein zentrales Instrument der Armutsbekämpfung in der Schweiz ist die öffentliche Sozialhilfe. Sie ist das letzte Auffangnetz, wenn alle Stricke reissen. Internationale Studien stellen aber fest, dass die Leistungen im Bereich der Existenzsicherung in vielen Ländern nicht vollumfänglich bezogen werden (Hernanz, Malherbet & Pellizzari, 2004). Aus einer Verteilungsperspektive stellen solche Nichtbezüge eine Dysfunktionalität dar, weil sie das Prinzip der horizontalen Gerechtigkeit verletzen, da Haushalte mit Sozialhilfe gegenüber vergleichbaren Haushalten besser gestellt werden. Wenn Nichtbezugsquoten hoch sind, ist zudem fraglich, ob die Instrumente der Armutsbekämpfung adäquat ausgestaltet sind. Das letzte Kapitel nimmt sich dieser Thematik an und präsentiert eine neue Schätzung der Nichtbezugsquote von Sozialhilfe auf der Basis von Administrativdaten für den Kanton Bern. Dieser Abschnitt geht darüber hinaus der Frage nach, was die Gründe sein könnten, dass Anspruchsberechtigte ihre Leistungen nicht beziehen. Ist es, weil die Bedarfslücke zu klein ist? Oder fehlt schlicht das Bewusstsein dafür, dass eine Berechtigung bestünde? Wohlbekannt ist das Argument, dass der Bezug von wohlfahrtsstaatlichen Leistungen mit sozialen Kosten wie Gefühlen von Scham und der Furcht vor Stigmatisierung verbunden sind (Moffitt, 1983). Führen diese psychologischen und sozialen Effekte aber dazu, dass tatsächlich auf Leistung verzichtet wird? Der letzte Beitrag versucht zu dieser Diskussion einen Beitrag zu leisten, indem die Analyse nach möglichen Erklärungen des Nichtbezuges sucht. Dabei wird der Fokus auf regionale Unterschiede und insbesondere regional divergierende Normen gelegt.

Die vierte industrielle Revolution bringt eine fortschreitende Digitalisierung mit sich und birgt daher, wie jede vorangehende industrielle Revolution, beachtliche Chancen und Risiken. Dies betrifft die Gesellschaft als Ganzes, aber auch die sozialwissenschaftliche Forschung im Speziellen. So lassen sich die Arbeiten der vorliegenden Dissertation auch methodisch in Bezug zu den jüngsten Entwicklungen setzen. Mit der Digitalisierung geht nämlich eine markante Zunahme an digital verfügbaren Daten einher. Manch einer prophezeite durch „Big Data“ das Ende Theorie gestützter Wissenschaft (Kitchin, 2014). Für methodisch geschulte Sozialwissenschaftler ist dagegen klar, dass Daten alleine wenig Gehaltvolles zu Tage bringen, auch nicht, wenn eine schiere Menge davon vorliegt. Vielmehr möchte ich an dieser Stelle die Notwendigkeit von theoriegeleiteter, methodisch solide verankerter Forschung unterstreichen. Trotzdem ist die vorliegende Dissertation auch in Zusammenhang mit der Revolution zu sehen, die sich an der Datenfront abspielt. Erst durch die fortschreitende Digitalisierung konnten die Daten, die das empirische Fundament dieser Arbeit bilden, genutzt werden. Dies betrifft die kantonalen Steuerdaten, die in vielen Kantonen erst ab der Jahrtausendwende in digitaler Form archiviert werden, die eine einzigartige Möglichkeiten zur Erforschung von Verteilungsfragen bieten und deren Potential noch nicht ausgeschöpft ist. Ebenfalls dazu gehören, die im Rahmen von Kapitel 5 verwendeten SHIVALV-AHV-IK-Daten, die eine gesamtschweizerische Verknüpfung von Sozialhilfe- und Sozialversicherungsdaten (Invalidenversicherung und Arbeitslosenversicherung) umfassen, die mit Registereinträgen der individuellen Vorsorgekonten der Alters- und

Hinterbliebenenversicherung ergänzt sind. Damit ist es auf eine einmalige Art und Weise möglich, Erwerbs- und Sozialleistungsbiografien nachzuzeichnen und Fragen zum gesellschaftlichen Ausschluss auf einzigartige Weise zu untersuchen. Die methodische Klammer um alle Beiträge dieser Dissertation bildet in diesem Sinne das Arbeiten mit Administrativdaten – mit Daten also, die bei der Abwicklung von administrativen Prozessen digitale Spuren hinterlassen und somit eine neue Sichtweise auf die Gesellschaft eröffnen.



## 2 Ökonomische Ungleichheit in der Schweiz im Wandel der Zeit

Die Frage nach Ursachen und Konsequenzen von Ungleichheit lässt sich bereits in den Anfängen der Disziplin bei (Smith, 1776) und Karl Marx (1867) verorten. Doch auch in der Gegenwart bietet das Thema das Potenzial zu einem Bestseller (Piketty, 2014) und findet sich auf den Agenden globaler Eliten und lokaler Politiker (World Economic Forum, 2013). Zusätzliche Brisanz hat das Thema durch die jüngste Weltwirtschaftskrise erlangt. Während in den Debatten vor der Krise die Top-Einkommen Anlass zur Diskussion gaben und Fragen darüber, ob Wohlstandswachstum nur einigen wenigen zugutekommt, hat sich der Fokus mit der jüngsten Krise auf einkommensschwache und armutsgefährdete Bevölkerungsgruppen verlagert. Die Arbeitslosenraten in Europa stiegen markant an und erreichten einen Höchstwert im Jahr 2013<sup>7</sup>. Insbesondere junge Erwachsene wurden hart getroffen. In Ländern wie Griechenland oder Spanien mit über 50 Prozent Jugendarbeitslosigkeit wird der gesellschaftliche Zusammenhalt deutlich auf die Probe gestellt.

Auch in der Schweiz sind Fragen zur gerechten Verteilung aktuell, wie ein Blick auf den Abstimmungskalender der letzten Jahre zeigt. Am 3. März 2013 stimmte der Souverän der Initiative „gegen die Abzockerei“<sup>8</sup> mit einer deutlichen Mehrheit von 68 Prozent zu und sorgte damit für ein Echo in der internationalen Presse. Während diese von Thomas Minder lancierte Initiative auf eine Begrenzung steigender Top-Einkommen abzielte, versuchte die Initiative „1:12 - Für gerechte Löhne“<sup>9</sup> das gesamte Lohnsetting innerhalb von Unternehmen festzusetzen. Diese Idee wurde am 24. November 2013 deutlich verworfen. Mehr Gleichheit bei Steuerabzügen forderte die „Familieninitiative: Steuerabzüge auch für Eltern, die ihre Kinder selber betreuen“<sup>10</sup>. Dabei wurde auch diskutiert, inwiefern solche Abzüge nicht von unten nach oben umverteilen und andere Mittel, wie etwa die Familienzulagen, nicht geeignetere Massnahmen darstellen, um materielle Ungleichheit zu reduzieren (Fritschi & Bannwart, 2013). Auch diese Initiative wurde am 24. November 2013 abgelehnt. Die Initiative „Für den Schutz fairer Löhne (Mindestlohn- Initiative)“ zielte schliesslich auf die geringen Einkommen ab. Durch ein Anheben der Mindestlöhne solle Ungleichheit reduziert werden. Die Abstimmung hierzu fiel am 18. Mai 2014 ebenfalls negativ aus. Genauso, wie Abstimmung zur Initiative «Für ein bedingungsloses Grundeinkommen», die am 04. Oktober 2016 deutlich abgelehnt wurde<sup>11</sup>.

Begleitet wurden die Abstimmungen von einer öffentlichen Diskussion der Frage, ob die Ungleichheit in der Schweiz zugenommen habe oder nicht. Während dies für die Mehrheit der Länder der OECD klar zu sein scheint (Keeley, 2015; OECD, 2011) ist die Datenlage für die Schweiz

<sup>7</sup> Laut Eurostat waren im ersten Quartal 2013 10.7% der EU-28 Erwerbsbevölkerungen als arbeitslos gemeldet. Ähnlich hohe Werte wurden zuletzt 1995 festgestellt. [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Unemployment\\_statistics](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Unemployment_statistics) (18.11.2016)

<sup>8</sup> <https://www.admin.ch/ch/d/pore/va/20130303/index.html> (18.11.2016)

<sup>9</sup> <https://www.admin.ch/ch/d/pore/va/20131124/index.html> (18.11.2016)

<sup>10</sup> <https://www.admin.ch/ch/d/pore/va/20140518/index.html> (18.11.2016)

<sup>11</sup> <https://www.admin.ch/ch/d/pore/va/20160605/index.html> (18.11.2016)

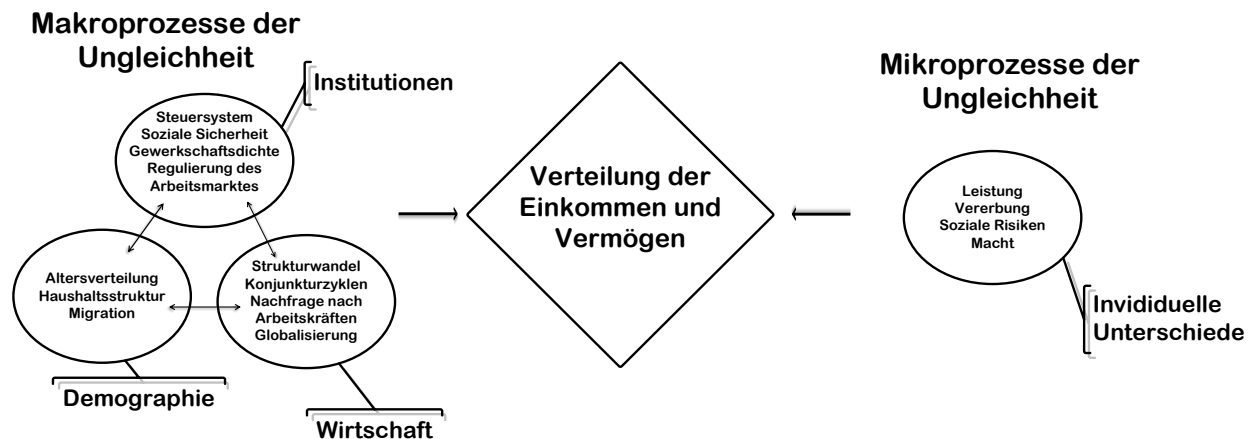
widersprüchlich. In den erwähnten OECD-Berichten kann aufgrund der ungenügenden Datenlage für die Schweiz keine Aussage zum Trend gemacht werden. Das Bundesamt für Statistik nahm sich der Wissenslücke an Modetta & Müller (2012). Laut dieser Studie auf Basis der Haushaltsbudgeterhebung (HABE) hat die Ungleichheit beim Primäreinkommen von 2000 bis 2007 zugenommen. 2008 und 2009 ging die Ungleichheit zurück. In den Folgejahren stieg die Ungleichheit erneut. Wird allerdings das verfügbare Einkommen betrachtet, kann kaum Veränderung der Ungleichheit in diesem Zeitraum festgestellt werden. Einen etwas längeren Zeitraum (1982-2004) betrachten Gornick & Jäntti (2013) in einem Ländervergleich anhand der Luxembourg Income Study (LIS). In ihrer Analyse identifizieren sie die Schweiz als Sonderfall. Entgegen der Entwicklung in den meisten westlichen Ländern sei in der Schweiz ein Rückgang der Einkommensungleichheit festzustellen. Ein Ergebnis, das im Widerspruch zur Studie von Foellmi & Martínez (2013) steht. Diese untersuchten die Entwicklung des Anteils am Volkseinkommen, der auf die Topverdienenden entfällt und stellten in den 2000er-Jahren eine zunehmende Konzentration bei den Einkommensstärksten fest.

Trotz der intensiven politischen Debatte in der Schweiz scheint eher Unklarheit zu herrschen über die Entwicklung der Ungleichheit in der Schweiz. Der vorliegende Beitrag wird die Situation genauer beleuchten. Dafür werden in einem ersten theoretischen Teil jene Mikro- und Makroprozesse beschrieben, die zu beachten sind, wenn die Entstehung und die Veränderung der Ungleichheit untersucht werden. Die Bedeutung der verwendeten Datenquellen, sowie die Definition der zentralen Untersuchungs- und Bemessungsgrößen werden im Abschnitt methodische Grundlagen besprochen. Anschliessend zeigt der empirische Teil auf, wie sich die Verteilung der ökonomischen Ressourcen in der Schweiz darstellt und inwiefern sich die Ungleichheit in der Schweiz verändert hat, wenn die derzeit längst, verfügbare Datenquelle – namentlich Steuerdaten – ausgewertet wird.

## **2.1 Mikro- und Makroprozesse der Ungleichheit**

Dem heutigen Stand der Ungleichheitsforschung folgend, ist ökonomische Ungleichheit das Ergebnis interdependenter Verflechtungen verschiedener Faktoren. Abbildung 2-1 zeigt einen Überblick der bestehenden theoretischen Erklärungsansätze. Ökonomische Ungleichheit beginnt bei individuellen Unterschieden (Leistung, Vererbung, Soziale Risiken und Macht). Die gesamtgesellschaftliche Verteilung ökonomischer Ressourcen wird jedoch stark durch Faktoren der Makroebene beeinflusst. Sowohl die wirtschaftlichen Rahmenbedingungen und die Ausgestaltung institutioneller Faktoren als auch die demographische Zusammensetzung der Bevölkerung bestimmen mit, in welchem Ausmass individuelle Unterschiede zu einer ungleichen Verteilung ökonomischer Ressourcen führen. Untenstehender Übersicht folgend, beschreiben wir zuerst die Mechanismen der Mikroebene und anschliessend jene der Makroebene.

Abbildung 2-1: Makro- und Mikroprozesse der ökonomischen Ungleichheit



Quelle: eigene Darstellung

### 2.1.1 Mikroebene: Leistung, Vererbung, Soziale Risiken und Macht

Mikrofundierte Erklärungsansätze fokussieren auf individuelle Unterschiede, die zu Differenzen in der Ausstattung an wirtschaftlichen Ressourcen führen. Erklärungen zu Lohnunterschieden beginnen bei der Arbeitskraft oder spezifischen Fähigkeiten, die unterschiedlich entlohnt werden. In der Humankapitaltheorie (Becker, 1962; Mincer, 1958; Schultz, 1961) ist die Höhe des Einkommens vor allem durch das Humankapital einer Person bestimmt. Dieses spiegelt die Ausstattung mit Fähigkeiten und Wissen wider, die etwa durch Investitionen (Ausbildung) sowie durch Erfahrung gewonnen werden können oder angeboren sind. Über den Wettbewerb auf dem Arbeitsmarkt werden die Arbeitnehmer entsprechend dem Wert ihrer Grenzproduktivität entlohnt. Die Höhe des Gehalts von Person *i* entspricht dem monetären Produktivitätszuwachs, welchen der Arbeitgeber durch Beschäftigung von *i* erreicht. Die Unterschiede in der Ausstattung materieller Ressourcen sind demzufolge mit unterschiedlichen Leistungen begründet. Diese Überlegungen sind von einer funktionalistischen Sichtweise auf die Gesellschaft geprägt, wonach die Besetzung gesellschaftlich bedeutender Positionen über Lohnanreize erfolgt.

Im Zusammenhang mit der gerechten Verteilung wirtschaftlicher Güter nach dem Leistungsprinzip wird meist auch die Bedeutung der Chancengleichheit und des Bildungssystems hervorgehoben. So wird die Verteilung nach dem Leistungsprinzip als gerecht angesehen, wenn alle dieselbe Chance haben, die entsprechende Position zu erlangen. Dies soll über ein Bildungssystem sichergestellt werden, das möglichst allen offen steht. Allerdings zeigt sich, dass der Erfolg im Bildungssystem stark von der sozialen Position der Eltern abhängt; ein Zusammenhang, der jüngst eher wieder stärker geworden ist (Jann & Combet, 2013). Bestehende gesellschaftliche Strukturen werden demnach durch vergangene Strukturen mitbestimmt, was bereits eine Ungleichheit der Ausgangschancen mit sich bringt. Als zweiter relevanter Mikroprozess kann daher die Vererbung benannt werden. Dabei werden sowohl individuelle Fähigkeiten weitergegeben als auch die Möglichkeiten, solche in Form von Bildungsabschlüssen zu erlangen. Weiter werden ökonomische Ressourcen über direkte Vererbung von der einen Generation an die nächste wei-

tergegeben. Dies bewirkt bereits eine Ungleichverteilung an ökonomischen Ressourcen, die insbesondere bezüglich der Konzentration der Vermögen von Bedeutung ist (Szydlík, 2011).

Ein drittes Mikrophänomen, welches für die Positionierung eines Individuums von Bedeutung ist und daher die gesamtgesellschaftliche Verteilung von ökonomischen Ressourcen beeinflussen kann, sind soziale Risiken wie Krankheit und Alter. Solche Risiken reduzieren die Arbeitskraft eines Individuums, was einer Reduktion von Humankapital gleichkommt. Entsprechend sind die Möglichkeiten am Arbeitsmarkt zu partizipieren erschwert. Als Folge davon kann das persönliche Einkommen geringer ausfallen.

Konflikttheoretische Ansätze sehen Ungleichheit als Folge von Machtprozessen (Dahrendorf, 1961; Lenski, 1977; Wright, 1985). In der Tradition von Karl Marx stehen sich hierbei Arbeitgeber und Arbeitnehmer gegenüber. Verschiedene Studien führen die jüngste Zunahme der Ungleichheit auf den Rückgang der Verhandlungsmacht von Arbeitnehmern zurück (Baccaro, 2011; Dustmann, Fitzenberger, Schönberg & Spitz-Oener, 2014; Gustafsson & Johansson, 1999). Abgebildet werden kann dies durch den gewerkschaftlichen Organisationsgrad (Gewerkschaftsmitglieder im Verhältnis zur Zahl der Erwerbstätigen). Ein Machtgefälle wird auch bei Lohnunterschieden von Mann und Frau ins Feld geführt. So wird häufig argumentiert, dass ein Teil der beobachteten Lohnunterschiede auf die Diskriminierung von Frauen zurückzuführen ist. In der Schweiz können verschiedenste Faktoren die beobachteten Lohnunterschiede erklären<sup>12</sup>, dennoch bleibt ein Restunterschied und die Frage der Diskriminierung ist daher nach wie vor nicht abschliessend beantwortet (Jann, 2008).

### *2.1.2 Makroebene: Wirtschaft, Institutionen und Demographie*

Zentraler Treiber wirtschaftlicher Ungleichheit sind Lohnunterschiede. Ein Wandel wird daher häufig bei Faktoren gesucht, die Löhne beeinflussen. Zahlreiche Erklärungsansätze haben ihren Ursprung in der sogenannten Kuznet-Kurve (Kuznets, 1955). Diese setzt die Entwicklung der Ungleichheit in Beziehung zur wirtschaftlichen Entwicklung eines Landes. Zentral dabei sind die Verschiebungen der Beschäftigtenzahl zwischen den Produktionssektoren. Mit Beginn der Industrialisierung stiegen die Löhne im produktiven Sektor (Industrie), weil zu wenig hinreichend qualifizierte Arbeiter verfügbar waren, was eine Zunahme der Ungleichheit bewirkte. Mit dem fortschreitenden Transfer an Arbeitern von der Agrarwirtschaft (1.Sektor) in die Industrie glichen sich die Löhne jedoch wieder an. Dieser Mechanismus wurde beim zweiten grossen sektoralen Wandel, der Tertiarisierung, erneut beobachtet. Mit dem Erstarken des Dienstleistungssektors (3.Sektor) stieg die Ungleichheit wieder (Harrison & Bluestone, 1990). Levy & Murnane (1992) vermuten als Ursache der steigenden Ungleichheit die starken Lohnunterschiede im Dienstleistungssektor. Als Weiterentwicklung dieses Argumentes kann die skill-biased-technological-change Hypothese angesehen werden (Autor, Katz & Krueger, 1998; Berman, Bound & Griliches,

<sup>12</sup> Dazu zählen Bildungsabschlüsse (Humankapital), Berufspräferenzen (horizontale Segregation) und Karriereambitionen bzw. -erfolge (vertikale Segregation).

1994; Krueger, 1993). Dieser Ansatz führt die Entwicklung der Ungleichheit in der jüngeren Geschichte auf den technologischen Fortschritt zurück, der die Nachfrage nach hochqualifizierten Arbeitskräften rasant erhöhte. Die Angebotsseite konnte dieser Entwicklung nur langsam folgen, was wiederum mit einem raschen Anstieg der Löhne hochqualifizierter Berufsgruppen verbunden war. Generell kann die These aufgestellt werden, dass der wirtschaftliche Fortschritt Verlierer mit sich bringt, nämlich jene, die sich den verändernden Rahmenbedingungen nicht anpassen (können), während gut Qualifizierte die Gunst der Stunde zu nutzen wissen (OECD, 2011). Anders sieht es Parker (1998), der den Effekt von wirtschaftlichen Zyklen auf die Einkommensverteilung untersuchte. In Phasen des konjunkturellen Aufschwungs stellt er eine Abnahme der Ungleichheit fest, während Phasen des konjunkturellen Abschwungs mit einer Zunahme der Ungleichheit einhergehen. Letzteres erklärt sich über die Zunahme der Arbeitslosigkeit als Folge des konjunkturellen Abschwungs. Damit unterstreicht Parker die Bedeutung von wirtschaftlichen Krisen, die die Ungleichheit innerhalb einer Gesellschaft erhöhen können.

Während die Verteilung der Ressourcen über den Markt weitgehend dem Prinzip der Leistungsgerechtigkeit folgt, finden in modernen Gesellschaften staatliche Umverteilungsprozesse statt, die vorwiegend<sup>13</sup> Ressourcen von wirtschaftlich besser positionierten Bevölkerungsgruppen zu weniger gut Situierten transferieren und dabei das Bedarfsprinzip einbeziehen. Die bedeutendsten Institutionen der Umverteilung sind monetäre Sozialleistungen und das Steuersystem (OECD, 2011). Bei ersterem findet Umverteilung sowohl bei der Finanzierung als auch bei den Ausschüttungen statt. In welcher Form dies geschehen soll, ist ein laufender gesellschaftlicher Aushandlungsprozess, der sich in der Schweiz in verschiedenen Reformen und Abstimmungen widerspiegelt. Studien zeigen, dass in der Schweiz insbesondere die Alters- und Hinterbliebenenversicherung (AHV) die gesamtgesellschaftliche Ungleichverteilung der Einkommen reduziert (Suter, 2010; Wang, Caminada & Goudswaard, 2012). Bezüglich der umverteilenden Wirkung von Steuern ist die direkte Einkommens- und Vermögenssteuer hervorzuheben, die in progressiver Form zu einer Reduzierung der Ungleichheit bei den verfügbaren Einkommen führt. Im internationalen Vergleich wird dem Schweizer Steuersystem eher eine geringe umverteilende Wirkung zugeschrieben (Mahler & Jesuit, 2006). Eine besondere Rolle nimmt in diesem Kontext der Föderalismus ein. So erheben Bund, Kantone und Gemeinden Steuern, wobei der grösste Teil der direkten Einkommenssteuer von den Kantonen eingezogen wird (ESTV, 2013). Verbunden mit der dezentralen Natur des Schweizer Steuersystems sind Auswirkungen auf die Umverteilung (Steuerprogression) und die Segregation (Mobilität von Vermögenden und gut Verdienenden). Hierdurch hat die Steuerpolitik eine unmittelbare Auswirkung auf die Verteilung von Einkommen und Vermögen. Schmidheiny (2006) betont, dass in der Schweiz ein Zusammenhang zwischen

<sup>13</sup> Palme (2010:167) unterscheidet verschiedene Formen der Umverteilung, die nicht in jedem Fall eine Umverteilung von *oben* nach *unten* beinhalten:

1. *Horizontale Umverteilung* fokussiert darauf, wie sich individuell erwirtschaftetes Einkommen über die Lebensspanne verteilt. Also wie Erwerbsphasen zu solchen ohne Erwerb in Bezug stehen.
2. *Vertikale Umverteilung* strebt eine Verringerung der gesamtgesellschaftlichen Ungleichverteilung an.
3. *Perverse Umverteilung* bezeichnet Umverteilung von unten nach oben, wenn also Umverteilung eine Zunahme der Ungleichheit mit sich bringt.

Reichtum und Steuern durch Mobilität zustande kommt: Reiche Personen/Haushalte neigen eher dazu, in Gemeinden mit niedriger Steuerbelastung zu ziehen als arme. Dadurch ist es für lokale Behörden attraktiv, im Wettbewerb um gute Steuerzahler das Steuersystem für diese spezifische Gruppe zu optimieren (Steuersenkungen für Reiche, Abschaffung von Erbschaftssteuern). Bei starker Segregation (Reiche ziehen in Gemeinden mit geringer Steuerbelastung) kann im Aggregat die Steuerbelastung sogar degressiv werden, wie es Kurt Schmidheiny und Marcus Roller errechnet haben<sup>14</sup>. Inwiefern sich der Steuerwettbewerb auf die Verteilung der Einkommen und Vermögen in der Schweiz ausgewirkt hat, ist bisher jedoch wenig untersucht. Schaltegger & Gorgas (2011) finden Hinweise auf eine regionale Konzentration der Topeinkommen aufgrund des Steuerwettbewerbs.

Neben den eben beschriebenen Prozessen, die sich auf das Marktergebnis bzw. den staatlichen Ausgleich beziehen, können auch demographische Faktoren die gesamtgesellschaftliche Verteilung von ökonomischen Ressourcen beeinflussen. Bedeutsam ist die Altersverteilung einer Gesellschaft. Europaweit hat sich das Durchschnittsalter markant erhöht – auch in der Schweiz. In den letzten 50 Jahren hat sich die Zahl der über 64-Jährigen, die auf 100 Personen zwischen 20 und 64 entfallen, beinahe verdoppelt (vgl. Tabelle 2-2 im Anhang) und es stellt sich die Frage, ob dies die Verteilung der ökonomischen Mittel tangiert. Budowski & Nollert (2010) halten zwar fest, dass in der Schweiz die intragenerationellen Ungleichheiten grösser sind als die intergenerationellen, inwiefern die Ungleichheit durch die Verschiebung der Alterspyramide beeinflusst wird, bleibt allerdings offen. Auch die Zusammensetzung der Haushalte kann in Bezug zur Einkommensungleichheit gesetzt werden. Daly & Valletta (2006) vermuten etwa, dass die Zunahme der Ungleichheit in den USA zu grossen Teilen auf die Zunahme von Alleinerziehenden-Haushalten zurückzuführen ist. Sie argumentieren dabei mit Skaleneffekten, also damit, dass Einpersonenhaushalte nicht über die Möglichkeit verfügen, Kosten zu teilen. Auch in der Schweiz hat sich im letzten Jahrhundert die Struktur der Haushalte markant verändert, im Besonderen in Bezug auf die Einpersonenhaushalte. So hat sich deren Anteil seit den 1970er Jahren beinahe verdoppelt.<sup>15</sup> Der Effekt dieses Trends auf die Einkommensungleichheit in der Schweiz ist bisher allerdings nicht untersucht.

Schliesslich wird angenommen, dass Immigration die Ungleichheit der Markteinkommen beeinflusst. Insbesondere wenn die Zugewanderten in Niedriglohnbranchen tätig sind. Durch ein Überangebot an günstigen Arbeitskräften erhöht sich der Druck auf das untere Ende der Lohnverteilung. Der Zusammenhang zwischen Einwanderung und deren Auswirkungen auf die materielle Ungleichheit ist allerdings nicht eindeutig (vgl. Morris & Western, 1999). Insbesondere dann, wenn Immigration unterschiedliche Bevölkerungsgruppen umfasst und neben gering Qua-

<sup>14</sup> [http://kurt.schmidheiny.name/media/docs/2013\\_11-05\\_BaZ.pdf](http://kurt.schmidheiny.name/media/docs/2013_11-05_BaZ.pdf) (18. November 2016)

<sup>15</sup> 1970 betrug der Anteil der Einpersonenhaushalte an allen Haushalten laut statistischem Lexikon der Schweiz 19.5 Prozent. Im Jahr 2000 hat sich dieser Anteil auf 35.2 Prozent erhöht.

<http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/infothek/lexikon/lex/0.topic.1.html> (18. November 2016)

lifizierten, Spezialisten, Topmanager und Hochqualifizierte einwandern.

## **2.2 Die Schweiz im historischen Rückblick (1950 bis 2010)**

Die dargelegten theoretischen Ausführungen zeigen, dass viele Faktoren die materielle Ungleichheit beeinflussen können. Wie lässt sich die Entwicklung der Schweiz hinsichtlich dieser Faktoren einordnen? Laut Halbeisen, Müller & Veyrassat (2012) gelang es der Schweiz in der Nachkriegszeit immer wieder aufs Neue, "die Voraussetzungen des Wohlstands - wirtschaftliche Wettbewerbsfähigkeit, politische Stabilität, sozialer Ausgleich - herzustellen, neu auszurichten und gesellschaftlich zu verankern." Als Folge davon kann im historischen Rückblick von einer auffällig stabilen wirtschaftlichen Entwicklung gesprochen werden, die mit einem vergleichsweise geringen Ausmass an sozialen Konflikten verbunden war. Mit Fokus auf die wirtschaftliche und institutionelle Entwicklung unterteilen wir die Geschichte der Schweiz vereinfachend in drei Phasen:

- 1950-1973: Die Phase nach dem zweiten Weltkrieg zeichnet sich europaweit durch ein langanhaltendes Wirtschaftswachstum aus. Auf die Schweiz, deren Infrastruktur von den Folgen des Krieges weitgehend verschont blieb, traf dies in besonderem Masse zu. Die lange Wachstumsperiode ging mit Vollbeschäftigung und einer Zunahme des Wohlstands für breite Teile der Bevölkerung einher. Kennzeichnend für diese Periode war ebenso eine Zunahme des Anteils an Ausländern. Dies als Folge der anhaltenden Nachfrage nach Arbeitskräften, die über den Binnenmarkt nicht gedeckt werden konnte.
- 1974-2000: Mit der Erdölkrise 1974/75 gingen die Wachstumsraten zurück und der Niedergang der Schweizerischen Maschinen- und Textilindustrie trieb die Deindustrialisierung voran. Viele Stellen gingen verloren. Die Arbeitslosenraten blieben allerdings tief, weil von der Krise ausländische Arbeitskräfte stark betroffen waren und diese als Folge in ihr Heimatland zurückkehrten. Erst mit der anhaltenden Krise in den 1990er Jahren stiegen auch die offiziellen Arbeitslosenzahlen für längere Zeit auf über vier Prozent. Hart getroffen wurde insbesondere die Industriearbeiterschaft. Infolgedessen wurde das bis anhin eher lückenhafte System der sozialen Sicherheit ausgebaut und entsprechend stärker beansprucht.
- 2001 - 2010: Mit dem weltwirtschaftlichen Aufschwung nach der Jahrtausendwende nahmen auch die Wachstumsraten in der Schweiz wieder zu. Selbst die Finanzkrise stoppte diesen Aufschwung nur zwischenzeitlich. Kennzeichnend für diese Periode war ein erneuter Anstieg der Immigration. Während zuvor meist gering Qualifizierte in die Schweiz einwanderten, verlegten nun zunehmend Hochqualifizierte und Wohlhabende ihren Wohnsitz in die Schweiz. Der Wettstreit um gute Steuerzahler befeuerte den Steuerwettbewerb, sowohl im internationalen als auch im regionalen Kontext.

Unter Einbezug obiger Überlegungen beantwortet der empirische Teil folgende Fragen:

1. Wie sind die materiellen Ressourcen in der Schweiz verteilt? Wie ist diese Verteilung im internationalen Vergleich zu beurteilen?

2. Wie haben sich die Einkommens- und Vermögensungleichheit entwickelt?
3. Können makrostrukturelle Faktoren ausgemacht werden, die die Entwicklung der materiellen Ungleichheit in der Schweiz beeinflusst haben?

## **2.3 Methodische Grundlagen, Daten und Indikatoren**

Die formulierten Fragen beantworten wir anhand von Steuerstatistiken der Eidgenössischen Steuerverwaltung (ESTV), die in klassiert nach Einkommensgruppen publiziert sind. Grundlage unserer Auswertungen sind demzufolge private Steuersubjekte. Dabei handelt es sich um Einzelpersonen oder Haushalte mit Wohnsitz in der Schweiz, die während einem ganzen Steuerjahr steuerpflichtig waren und die nicht nach Aufwand oder an der Quelle besteuert sind. Damit können wir unsere Auswertung de facto auf einer Vollerhebung abstützen und sind nicht mit Stichprobenmängeln konfrontiert. So ist in Stichprobenbefragungen mit einem Mittelschichtsbias zu rechnen (Diekmann, 2009), der gerade bei Verteilungsanalysen zu erheblicher Verzerrung führt. Nachteilig wirkt sich dagegen aus, dass Steuerpflichtige ohne Belastung durch die direkte Bundessteuer erst ab der Steuerperiode 1995/96 (Einkommen) bzw. ab 1981/1982 (Vermögen) in den Steuerstatistiken ausgewiesen sind<sup>16</sup>. Bei der Analyse der Entwicklung der Einkommensungleichheit, beschränken wir uns daher auf die Gruppe mit Belastung durch die direkte Bundessteuer, weil damit ein weit längerer Zeitraum abgedeckt werden kann. Bei der Analyse der Entwicklung der Vermögensungleichheit beziehen wir uns hingegen auf die Datenbasis ab 1981/1982. Die Entwicklung der ökonomischen Situation können wir somit von 1950 bis 2010 (Einkommen) und von 1981 bis 2010 (Vermögen) untersuchen.

Als Massgrössen der verfügbaren finanziellen Ressourcen arbeiten wir mit dem steuerbaren Einkommen<sup>17</sup> und dem Reinvermögen.

<sup>16</sup> Die Einkommensungleichheit unter Einbezug der Personen ohne Belastung durch die direkte Bundessteuer ist entsprechend höher, wobei die Entwicklungsmuster in den Perioden mit Vergleichsmöglichkeit weitgehend ähnlich sind (vgl. Kapitel 3).

<sup>17</sup> Alternativ liesse sich aus den Steuerstatistiken das Reineinkommen verwenden, welches eine Grösse darstellt, die dem Markteinkommen näher kommt, dafür aber nur für kürzere Zeitperioden zur Verfügung steht.



Tabelle 2-1: Zusammensetzung der analysierten ökonomischen Grössen

<i>Steuerbares Einkommen<sup>18</sup></i>	<i>Reinvermögen<sup>19</sup></i>
Einkommen aus unselbständiger und selbstständiger Erwerbstätigkeit	Bewegliches Vermögen (Wertschriften, Guthaben, etc.)
+ Vermögenseinkünfte (Wertschriftenertrag, Einkünfte aus Liegenschaften, übrige Einkünfte)	+ Liegenschaftsvermögen
+ Einkommen aus Transferleistungen (Pensionen aus beruflicher Vorsorge, AHV-Renten, IV-Renten, Erwerbsausfallentschädigung, Unterhaltsbeiträge und andere Renten)	+ Betriebsvermögen
– Abzüge (z.B. Schuldzinsen, Kinderabzüge, Vorsorge u.a.)	

Tabelle 2-1 zeigt, welche Einkommens- und Vermögenskomponenten in den Steuerstatistiken abgebildet sind. Die in der Literatur empfohlenen Komponenten zur Messung des individuellen Wohlstandes sind damit weitgehend abgedeckt (UNECE, 2011). Dagegen kann eingewendet werden, dass das steuerbare Einkommen weder das Markteinkommen noch das verfügbare Einkommen (Einkommen nach Steuern) abbildet und diese die angemesseneren Messgrössen wohlstandsbezogener Ungleichheitsforschung sind. Das steuerbare Einkommen ist allerdings eine gute Annäherung der realen ökonomischen Verhältnisse. Insbesondere wenn damit die Entwicklung über die Zeit untersucht wird, wie es der Hauptfokus des vorliegenden Beitrages ist (vgl. ausführlicher zu der Problematik von Ungleichheitsforschung mit Steuerdaten im Kapitel 3). Für den Vergleich über die Zeit gilt es ferner zu beachten, dass in der Schweiz die Methode der Steuerbemessung geändert wurde. Vor 1995 wurden die Steuern für eine Zweijahresperiode veranlagt (Vergangenheitsbemessung). Bis 2003 wechselten die Kantone zu einer jährlichen Veranlagung mit Gegenwartsbemessung. Der Übergang wurde von den Kantonen etappenweise vorgenommen, so dass für die Periode 1995 bis 2002 keine Steuerstatistiken für die gesamte Schweiz vorliegen und für diesen Zeitraum lediglich Schätzungen zur Entwicklung der Ungleichheit gemacht werden können.

<sup>18</sup> Bedarfsleistungen wie die materiellen Leistungen der Sozialhilfe werden nicht versteuert, daher bleiben diese in den Steuerstatistiken unberücksichtigt.

<sup>19</sup> Einige fiskalisch bedingte Einschränkungen sind zu erwähnen. So fehlen Angaben zum Vorsorgevermögen (2. Säule, Säule 3a), zum Hausrat und zu rückkaufsfähigen Lebensversicherungen. Ausserdem sind Immobilien zum kantonalen Steuerwert und nicht zum Verkehrswert erfasst.

Als Ungleichheitsmass verwenden wir stets den Gini-Koeffizienten. Dieser hat sich als Masszahl der Konzentration bzw. der Ungleichverteilung von Einkommen und Vermögen in der internationalen Ungleichheitsforschung etabliert (vgl. Engelhardt, 2000; Hao & Naiman, 2010). Es handelt sich um ein Konzentrationsmass, welches sich aus der Lorenzkurve herleiten lässt (vgl. Abbildung 2-3 auf Seite 29). Die Kurve setzt die relativen kumulierten Häufigkeiten der Bevölkerung zu den nach Grösse geordneten, relativen kumulierten Häufigkeiten ihrer Einkommen in Beziehung. Damit können Aussagen darüber gemacht werden, über welchen Anteil am Gesamteinkommen/Vermögen die einzelnen Einkommens-/Vermögensklassen verfügen. Es gilt: Je ungleicher die Verteilung, desto weiter entfernt liegt die Lorenzkurve von der Diagonalen (Gleichverteilung). Der Gini-Koeffizient entspricht dabei der Fläche zwischen der Diagonalen und der Lorenzkurve im Verhältnis zur Gesamtfläche zwischen der Diagonalen und der Abszisse. Der Koeffizient nimmt bei maximaler Ungleichheit den Wert 100 an (eine Beobachtungseinheit besitzt/verdient alles) und wird 0 wenn alle Beobachtungseinheiten exakt gleich viel besitzen/verdienen (vgl. Jann, 2005). Aus den von der ESTV publizierten gruppierte Steuerstatistiken ist es möglich, aus der Summe der Einkommen/Vermögen und der Anzahl Steuerpflichtiger je Einkommensklasse den Gini-Koeffizienten zu berechnen (Cowell, 2011). Damit wird der Gini-Koeffizient geringfügig unterschätzt, da nur die Ungleichheit zwischen den Einkommensklassen berücksichtigt wird, nicht aber die Ungleichheit innerhalb der Klassen.

Damit die Dynamik der Entwicklung der ökonomischen Ungleichheit untersucht werden kann, haben wir die Gini-Zeitreihen mit Indikatoren ergänzt, anhand derer sich die strukturelle Veränderung der Schweiz abbilden lässt. Dabei haben wir uns an den theoretisch aufgezeigten Zusammenhängen orientiert (vgl. Abschnitt 2.1.2) und Indikatoren aus den Bereichen Wirtschaft, Institutionen und Demographie gesucht, die in verlässlicher Qualität vorliegen und möglichst den gesamten Betrachtungszeitraum abdecken (vgl. Tabelle 2-2 sowie Tabelle 2-5 und Tabelle 2-6 auf Seite 43 im Anhang).

Tabelle 2-2: Makroindikatoren zur Beschreibung der Veränderung in der Schweiz

<i>Indikator</i>	<i>Definition</i>	<i>Zeitraum</i>	<i>Quelle</i>
Gini - Einkommen	Mass der Ungleichheit bzw. der Konzentration (0=Gleichverteilung, 100=einer besitzt alles), Basis steuerbares Einkommen.	1950 bis 2010	Eidgenössische Steuerverwaltung, eigene Berechnung
Gini - Vermögen	Mass der Ungleichheit bzw. der Konzentration (0=Gleichverteilung, 100=einer besitzt alles), Basis Reinvermögen.	1981/82, 1991/92, 1996/97, 1998-2010 (jährlich)	Eidgenössische Steuerverwaltung, eigene Berechnung
BIP pro Kopf	Bruttosozialprodukt pro Kopf zu 1990 GK \$ <sup>20</sup>	1950 bis 2010	Maddison Project Database
Sozialausgaben	Gesamtausgabe der Sozialen Sicherheit pro Einwohner zu Preisen von 2000	1950 bis 2007	Bundesamt für Statistik: Gesamtrechnung der Sozialen Sicherheit
Sozialquote	Gesamtausgaben im Verhältnis zum BIP	1950 bis 2007	Bundesamt für Statistik: Gesamtrechnung der Sozialen Sicherheit
Anteil Ausländer	Anteil der Ausländer an der Wohnbevölkerung	1950 bis 2010	Bundesamt für Statistik, Sektion Demografie und Migration
Altersquotient	100*(Personen 65+/ Personen 20 bis 64)	1950 bis 2010	Bundesamt für Statistik, Sektion Demografie und Migration

*Bemerkungen:* Gini-Einkommen: Vor der Umstellung der Steuerbemessungsmethode von Prä- zu Postnumerando beziehen sich die Steuerstatistiken auf zwei Jahresperioden. Für die nachfolgenden Zusammenhangsanalysen mitteln wir die übrigen Makroindikatoren in diesem Zeitraum. Die Umstellung wurde von den Kantonen etappenweise von 1995 bis 2002 umgesetzt. In diesem Zeitraum ist daher keine Aussage zur gesamtschweizerischen Entwicklung möglich. Sozialausgaben und Sozialquote: Die längste konsistente Zeitreihe deckt den Zeitraum von 1950 bis 2007 ab. Neuere Zahlen liegen vor, sind aber nicht direkt mit der historischen Reihe vergleichbar. Alle Indikatoren beziehen sich auf die gesamte Schweiz. Für die regionalen Analysen wurde zudem der Gini-Koeffizient für das Einkommen auf kantonaler Ebene berechnet (Definition identisch).

<sup>20</sup> GK \$ = Geary-Khamis Dollar ist eine hypothetische Währung mit derselben Kaufkraft wie der U.S. Dollar in den USA und wird häufig für vergleichende Analysen verwendet.

## 2.4 Materielle Ungleichheiten in der Schweiz im Kontext makrostruktureller Veränderungen

Der empirische Teil gliedert sich in vier Abschnitte. Die Resultate beginnen bei den Steuerstatistiken 2010. Wir zeigen damit, wie sich Einkommen und Vermögen in der Schweiz aktuell verteilen und besprechen, wie diese Verteilung im internationalen Kontext einzuordnen ist. Im zweiten Abschnitt fokussieren wir auf die Veränderung der Einkommensungleichheit (1950–2010) und diskutieren diese im Kontext makrostruktureller Veränderungen. Der dritte Abschnitt widmet sich der Entwicklung der Vermögensungleichheit (1981–2010) und den Faktoren, die diese beeinflussen. Im vierten Abschnitt wechseln wir auf die regionale Ebene und zeigen, wie sich der Wohlstand innerhalb der Schweiz verteilt, und wie sich die Einkommensungleichheit auf kantonaler Ebene entwickelt hat.

### 2.4.1 Ungleichheit der Einkommen und Vermögen 2010

Abbildung 2-2 zeigt, wie sich das Einkommen und Vermögen auf Einkommens- bzw. Vermögensquintile verteilt. Die einkommensärmsten 20 Prozent der Steuersubjekte beziehen 7.7 Prozent des im Jahr 2010 versteuerten Einkommens. Die 20 Prozent Vermögensärmsten verfügen über keinerlei Vermögenswerte. Die einkommensreichsten 20 Prozent beziehen dagegen 44.1 Prozent des Volkseinkommens und 91.0 Prozent des Vermögens sind in der Hand der 20 Prozent Vermögendsten. Wie aus der Abbildung zu erkennen ist, ist das Vermögen deutlich ungleicher verteilt als das Einkommen. Abbildung 2-3 zeigt eine alternative Darstellung der Verteilungen von Einkommen und Vermögen mittels Lorenzkurven (vgl. Abschnitt methodische Grundlagen), mitsamt dem zur jeweiligen Kurve gehörenden Gini-Koeffizienten (Gini-Einkommen=35.6, Gini-Vermögen=84.4)

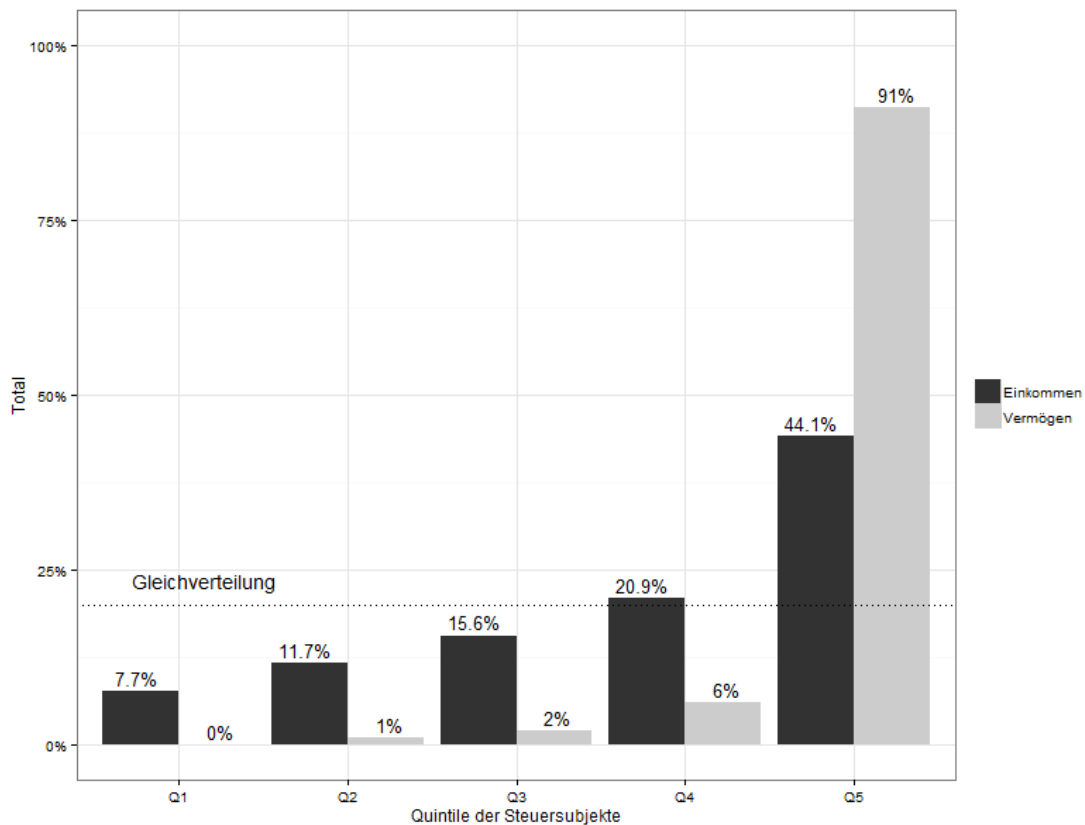
Im internationalen Vergleich ist die Schweiz bezüglich der Verteilung der Einkommen im Mittelfeld anzusiedeln (Eurostat, 2012)<sup>21</sup>. Beim verfügbaren Äquivalenzeinkommen liegt die Schweiz mit einem Gini-Koeffizienten von 28.7<sup>22</sup> knapp unter dem Durchschnittswert der Europäischen Union (30.6). Dabei fallen die hohe Partizipation am Arbeitsmarkt und die vergleichsweise geringe Arbeitslosenrate in der Schweiz besonders ins Gewicht. Ein internationaler Vergleich bezüglich der Vermögenssituation zeigt auf, dass die Schweiz mit einem pro Kopf Vermögen von rund 500'000 \$ das reichste Land der Welt ist, wobei dieser Vermögensreichtum sehr ungleich verteilt ist (vgl. Abbildung 2-2 und Abbildung 2-3). Die Ungleichheit der Vermögen betrachtend, nimmt die Schweiz international gesehen einen der vordersten Ränge ein (Shorrocks, Davies & Lluberá, 2013).

<sup>21</sup> <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=tessi190>

Datenquelle ist die EU-Statistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) (18. November 2016)

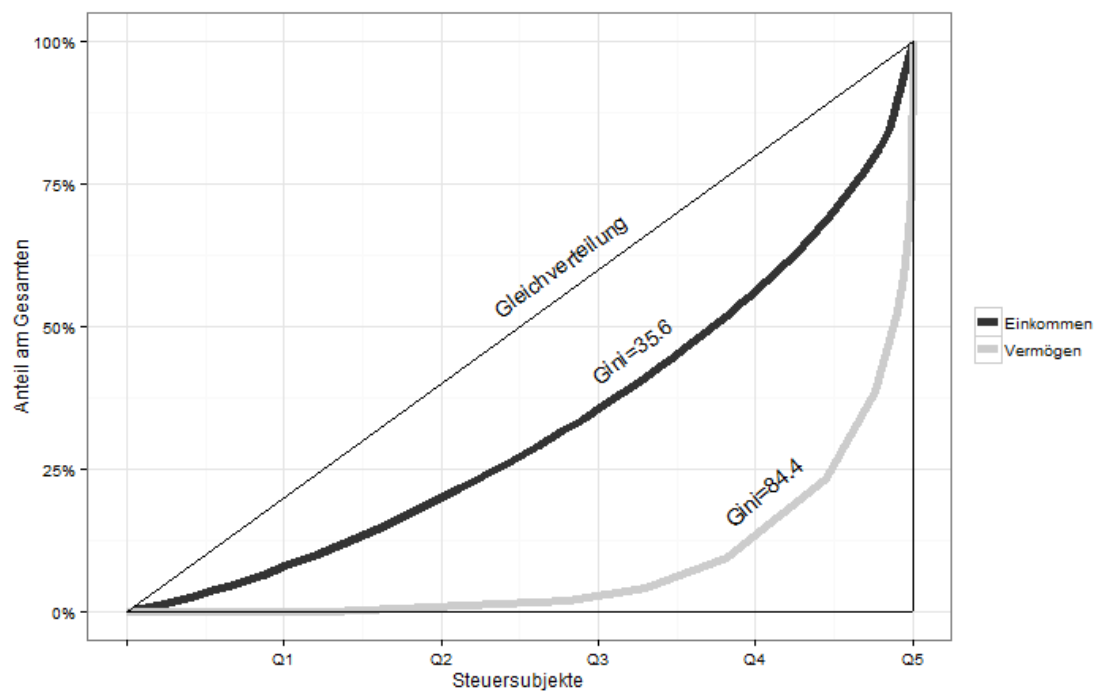
<sup>22</sup> Damit ein internationaler Vergleich möglich ist, verwendet Eurostat einheitliche Definitionen der Einkommensgrösse. Gearbeitet wird mit dem verfügbaren Äquivalenzeinkommen, welches sich auf das Einkommen nach Steuerabzügen bezieht und die Unterschiede der Haushaltsgrössen mittels Äquivalenzskala korrigiert. Der Gini-Koeffizient auf Basis der Steuerstatistiken ist deswegen nicht direkt mit dem Wert von Eurostat zu vergleichen.

Abbildung 2-2: Verteilung des versteuerten Einkommen und Vermögen, 2010



Quelle: Eidgenössische Steuerverwaltung (ESTV), eigene Berechnungen

Abbildung 2-3: Lorenzkurven für Einkommen- und Vermögensverteilung 2010



Quelle: Eidgenössische Steuerverwaltung (ESTV), eigene Berechnungen

#### 2.4.2 Entwicklung der Einkommensungleichheit von 1950 bis 2010

Über die betrachtete Zeitspanne von 60 Jahren verlief die Einkommensungleichheit zeitweise sehr volatil (vgl. Abbildung 2-4). Die Ungleichheitsentwicklung lässt sich in drei Phasen unterscheiden:

- Von 1950 bis 1972 stieg die Ungleichheit relativ kontinuierlich an. Diese beiden Zeitpunkte stellen gleichzeitig das Minimum (1950, Gini-Koeffizient von 30.9) und das Maximum (1972, 35.9) des gesamten Beobachtungszeitraumes dar. In diesem Zeitraum hat die Einkommensungleichheit um 16.2 Prozent zugenommen.
- Die Entwicklung ab 1972 bis Mitte der 1990er Jahre zeichnet sich durch Schwankungen der Ungleichheit aus. Insgesamt resultiert von 1972 bis 1994 eine Reduktion der Einkommensungleichheit von 6.4 Prozent.
- Ab Mitte der 1990er Jahre bis 2010 ist erneut eine Zunahme der Ungleichheit zu beobachten, die durch einen Rückgang in den Jahren 2008 und 2009 unterbrochen wurde. Werden die Gini-Koeffizienten von 1994 und 2010 verglichen, kann von einer Zunahme der Ungleichheit von 6.0 Prozent gesprochen werden.

Aus der makrostrukturellen Analyse gehen zwei Indikatoren hervor, die in Zusammenhang mit der Entwicklung der Einkommensungleichheit gesetzt werden können. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Einkommensverteilung einerseits durch wirtschaftliche Zyklen (vgl. Abbildung 2-5 für Phasen mit Wirtschaftswachstum und Krisen) und andererseits durch den Ausbau des Systems der sozialen Sicherheit (vgl. Abbildung 2-7) beeinflusst worden ist.

In der bivariaten Korrelationsanalyse, die in Abbildung 2-6 visuell dargestellt ist, resultiert ein relativ starker positiver Zusammenhang zwischen den Veränderungsraten des Gini-Koeffizienten und dem *Wirtschaftswachstum* (Pearson-Korrelation = 0.61, t-test=4.10, df, = 28, p-Wert = 0.00<sup>23</sup>). Aus dem Kurvenverlauf im Scatterplot ist zu erkennen, dass dieser Zusammenhang weitgehend linear verläuft, das heisst die Korrelation ergibt sich daraus, dass die Ungleichheit in Wachstumsperioden in der Tendenz zu und in Zeiten mit Krisen eher abnahm. Stetig zugenommen hat die Einkommensungleichheit in der Boom-Phase der 1950er und 1960er Jahre, aber auch in der Wachstumsphase der 2000er Jahre (vgl. Abbildung 2-5). Dies deutet darauf hin, dass Phasen des wirtschaftlichen Fortschrittes eher mit einer Zunahme der Ungleichheit verbunden sind, weil Produktivitätsgewinne nicht allen gleichermassen zugutekommen. Ein Zusammenhang, den die OECD auch in anderen Ländern feststellt (OECD, 2011). Gleichzeitig waren die grösseren und kleineren Krisen mit einem Rückgang der Einkommensungleichheit verbunden. Gut zu

<sup>23</sup> In diesem Kontext ist es umstritten, inferenzstatistische Grössen zu interpretieren, weil die vorliegenden Daten nicht auf einer Zufallsstichprobe basieren, sondern eine Vollerhebung darstellen. Wooldridge (2010:341) plädiert allerdings dafür Zeitreihen eines Landes trotzdem als Zufallsvariablen aufzufassen. Die empirisch beobachtete Reihe stellt demnach eine mögliche Realisation eines stochastischen Prozesses dar, die unter anderen historischen Bedingungen auch anders hätte ausfallen können. Diesen Überlegungen folgend, verstehen wir das inferenzstatistische Ergebnis hier als Massgrösse der Unsicherheit des vorliegenden Ergebnisses hinsichtlich eines allgemeinen Zusammenhangs für die Schweiz.

erkennen ist dieser Zusammenhang bei den grösseren Krisen (Ölkrise 1974/1975 und der Strukturkrise der 1990er Jahre), die jeweils mit einer deutlichen Reduktion der Einkommensungleichheit verbunden waren. Der Abschwung bei der Einkommensungleichheit ist jedoch ebenso bei den eher moderaten Krisen (bspw. die jüngste Finanzkrise) zu erkennen. Diese im ersten Moment etwas überraschende Beobachtung kann mit zwei Mechanismen erklärt werden. Erstens ist davon auszugehen, dass hohe Einkommen zu einem grösseren Anteil aus Vermögenseinkünften bestehen als geringe Einkommen. Da Einkommen aus Wertschriften einer gewissen Volatilität unterliegen, ist davon auszugehen, dass Zeiten mit Krisen mit geringeren Ausschüttungen verbunden sind. Entsprechend reduziert sich das Einkommen in den hohen Einkommensklassen. Ein Rückgang der Einkommensungleichheit ist allerdings nur zu beobachten, wenn geringe Einkommen nicht ebenso reduziert werden. So führt Parker (1998) aus, dass Krisen die Einkommensungleichheit innerhalb einer Gesellschaft erhöhen, weil Krisen mit einer Zunahme der Arbeitslosigkeit verbunden sind und breite Teile der Bevölkerung damit ihre Haupteinkommensquelle verlieren. Die Arbeitslosigkeit blieb in der Schweiz jedoch selbst in Krisen eher tief, zumindest wenn die Arbeitslosenquoten mit anderen Ländern verglichen werden. Die geringe Arbeitslosenquote während und nach der Ölkrise (1974/75) erklärt sich damit, dass die Arbeitslosigkeit weitgehend „exportiert“ wurde. So verloren viele ausländische Arbeitskräfte ihre Stelle und kehrten als Folge davon in ihr Heimatland zurück. Die im nächsten Abschnitt präsentierten Analysen zeigen ferner auf, dass die unteren Einkommen durch den Ausbau des Systems der sozialen Sicherheit insbesondere in der Krise der 1990er Jahre gestützt wurden.

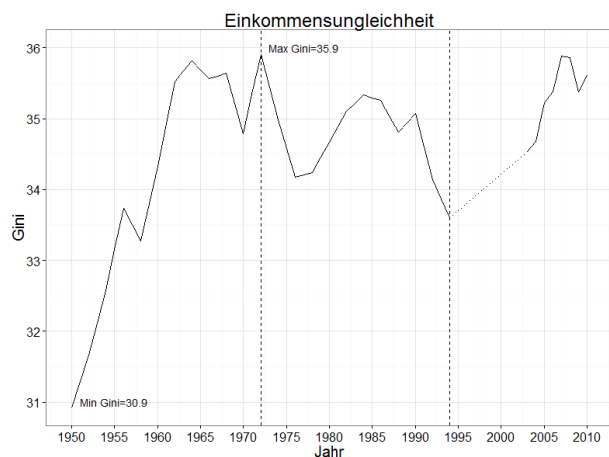


Abbildung 2-4: Entwicklung der Einkommensungleichheit  
Quelle: Eidgenössische Steuerverwaltung (ESTV)

Tabelle 2-3: Bivariate Korrelationen

	$\Delta$ Gini	
	r	p
$\Delta$ BIP pro Kopf	0.61	0.00
$\Delta$ Sozialquote	-0.53	0.00
$\Delta$ Ausländeranteil	0.35	0.06
$\Delta$ Altersquotient	0.04	0.81

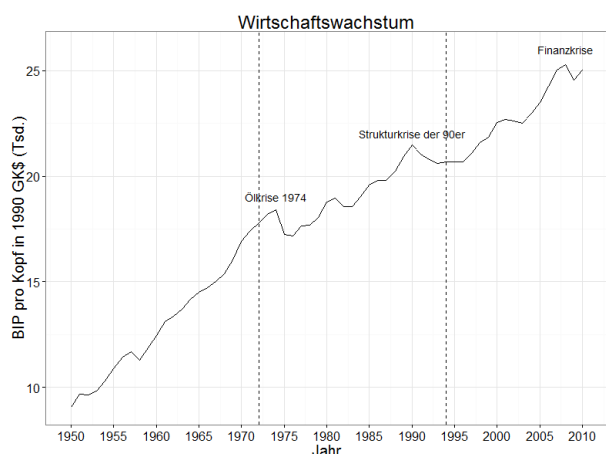


Abbildung 2-5: Entwicklung des BIP. Quelle: Maddison Project

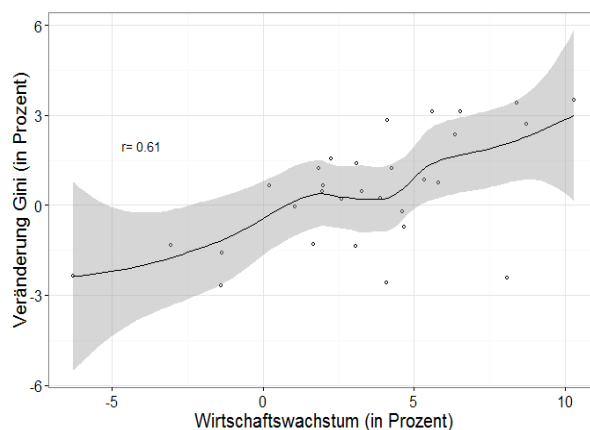


Abbildung 2-6: Zusammenhang von Ungleichheit und Wirtschaftswachstum (mit lokaler Anpassung)

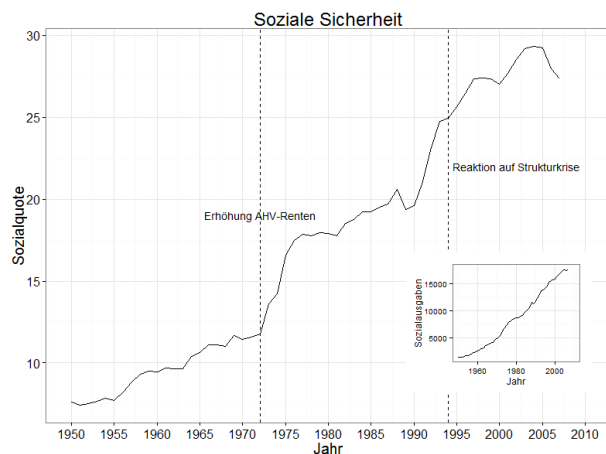


Abbildung 2-7: Entwicklung der sozialen Sicherheit  
Quelle: Bundesamt für Statistik, eigene Darstellung.

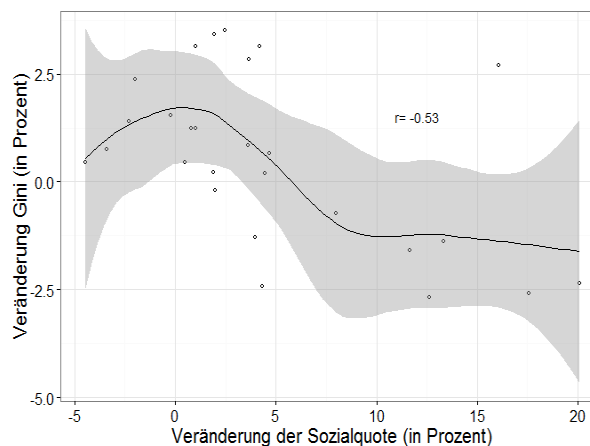


Abbildung 2-8: Zusammenhang von Ungleichheit und Veränderung der Sozialquote (mit lokale Anpassung)

**Erläuterungen:** Die Abbildungen zeigen Zeitreihen für die Entwicklung der Einkommensungleichheit, das Wirtschaftswachstum und die Entwicklung der Sozialen Sicherheit. Die Entwicklung der Sozialausgaben findet sich als kleine Grafik innerhalb der Grafik der Sozialquote. Die Zeitreihen sind jeweils untereinander abgebildet, damit Zeitpunkte mit gemeinsamen Veränderungen optisch zu erkennen sind. Die Zeitreihen werden jeweils mit einem Scatterplot ergänzt, die den bivariaten Zusammenhang zur Veränderung der Einkommensungleichheit aufzeigen.



Die Entwicklung des Systems der *sozialen Sicherheit* und dessen Beanspruchung kann numerisch über die Sozialausgaben<sup>24</sup> abgebildet werden oder über die Sozialquote, die die Sozialausgaben in Bezug zum erwirtschafteten Bruttosozialprodukt setzt. Wie aus Abbildung 2-7 zu erkennen ist, nahmen die Sozialausgaben über den gesamten Beobachtungszeitraum kontinuierlich zu. 1950 wurden lediglich 7.6 Prozent des BIPs für Sozialleistungen aufgewendet. 2007 betrug dieser Anteil 27.3 Prozent. Dazwischen sind zwei Episoden mit überdurchschnittlichem Anstieg zu erkennen. 1974 bis 1976 erfolgte ein massiver Ausbau des Rentenniveaus der Alters- und Hinterbliebenenversicherung sowie der Invalidenversicherung, die eine etappenweise Verdoppelung der Renten beinhaltete. In den 90er Jahren ist der Anstieg auf die Strukturkrise und die steigenden Ausgaben der Arbeitslosenversicherung zurückzuführen (BFS, 2004). Beide Episoden gingen mit einer Abnahme der Einkommensungleichheit einher. Über den gesamten Zeitraum resultiert eine negative bivariate Korrelation der Wachstumsraten der Sozialquote und der Veränderung der Einkommensungleichheit (Pearson-Korrelation = -0.53, t-test=-3.13, df, = 25, p = 0.00). Wie dem Scatterplot mit Kurvenverlauf mittels lokaler Datenanpassung zu entnehmen ist (Abbildung 2-8), ist der Zusammenhang jedoch keineswegs linear. Er ist deutlich von den Beobachtungsjahren mit einer mittleren bis starken Zunahme der Sozialquote geprägt, die auf oben beschriebene Ereignisse zurückzuführen sind, während Jahre mit schwacher Zunahme oder einem Rückgang der Sozialquote ohne Effekt auf die Einkommensungleichheit blieben. Dies deutet darauf hin, dass sich zwar eine Korrelation feststellen lässt, die zugrundeliegenden Wirkmechanismen allerdings wesentlich subtiler zu sein scheinen.

Ferner lassen sich zwei demographische Entwicklungen ausmachen, die in geringerem Ausmass in Beziehung zur Veränderung der Einkommensungleichheit gesetzt werden können. In den vergangenen 60 Jahren nahm der *Ausländeranteil* meist zu. Besonders in den 1950er und 1960er Jahren ist der Ausländeranteil als Folge der erhöhten Nachfrage nach Arbeitskräften markant gestiegen (1950: 6.4 Prozent, 1973: 20.4 Prozent). In dieser Phase nahm auch die Einkommensungleichheit zu, was die These stützt, dass Immigration die Einkommensungleichheit erhöhen kann, wenn sie überwiegend Immigration in Niedriglohnbranchen betrifft. Ausgehend von der Ölkrise (1974/1975) sank der Ausländeranteil bis 1979 auf 16.8 Prozent. Anschliessend stieg der Anteil erneut markant an, bis 2010 auf 28.9 Prozent. In diesen Episoden scheinen die Entwicklungsmuster allerdings weniger klar mit den Veränderungen der Einkommensungleichheit zu korrespondieren. In der bivariaten Analyse über den gesamten Beobachtungszeitraum resultiert schliesslich ein gering ausgeprägt positiver Zusammenhang (Pearson-Korrelation = 0.35, t-test=1.98, df, = 28, p = 0.06). Der zweite demographische Faktor, der sich auf die Einkommensverteilung

<sup>24</sup> Die hier verwendete Reihe bezieht sich auf die Ausgaben pro Kopf unter Berücksichtigung der Preisentwicklung. Die Sozialausgaben umfassen alle Ausgaben, die im Rahmen der Gesamtrechnung der Sozialen Sicherheit für Sozialleistungen aufgewendet werden (Greppi & Ritzmann, 2002). Sozialleistungen lassen sich nach Risiko oder Bedürfnissen gruppieren. Dazu gehören: Krankheit, Invalidität, Alter, Überleben Hinterbliebener, Familie/Kinder, Arbeitslosigkeit, Wohnen und soziale Ausgrenzung. Der mit Abstand grösste Teil der Sozialleistungen stammt von den Sozialversicherungen, allen voran der beruflichen Vorsorge (BV) und der Alters- und Hinterbliebenenversicherung (AHV), die zusammen bereits 44.7 Prozent der Sozialausgaben stellen (BFS, 2013).

lung auswirken könnte, ist die demographische Alterung. Die *demographische Alterung* kann über den Altersquotient abgebildet werden, der die Zahl der Erwerbstätigen ins Verhältnis zur Zahl der Rentner setzt. Der Quotient ist im Verlaufe der Zeit relativ kontinuierlich angestiegen. 1950 kamen auf 100 Erwerbstätige 16 Rentner. 2010 waren es bereits 27 Rentner. Laut bivariater Analyse kann kein Zusammenhang zur Veränderung der Einkommensungleichheit festgestellt werden (Pearson-Korrelation = -0.04, t-test=0.24 df, = 28, p = 0.16).

Der Effekt der besprochenen Makroveränderungen lässt sich unter Konstanthaltung anderer Einflussgrössen schätzen, um damit zu untersuchen, ob die besprochenen Effekte unabhängig von den übrigen Entwicklungen einen Effekt auf die Einkommensungleichheit haben. Hierfür wurde eine Regressionsanalyse durchgeführt (vgl. Tabelle 2-4). Das Modell beinhaltet Makromerkmale, die über eine Zeitperiode von 57 Jahren zur Verfügung stehen. Dazu gehören alle Merkmale der obigen bivariaten Auswertung<sup>25</sup>. Da die Entwicklung der Einkommensungleichheit über die Zeit hinweg korreliert ist (Autokorrelation), wurde das Modell zusätzlich um eine Variable ergänzt, die jeweils die Veränderung des Gini-Koeffizienten aus der Vorperiode beinhaltet.

Dem  $R^2$  lässt sich entnehmen, dass mit den fünf Variablen 52 Prozent der Varianz der Veränderung der Einkommensungleichheit erklärt werden kann. Entsprechend bleibt etwa die Hälfte der Varianz unerklärt. Der grösste Anteil der Varianzaufklärung ergibt sich aus der Veränderung der Sozialausgaben und des Wirtschaftswachstums. Ein Modell mit nur diesen beiden Variablen klärt bereits 45 Prozent Varianz auf. Aus dem Modell geht ferner hervor, dass die bivariaten Effekte der Entwicklung der Sozialen Sicherheit ( $\Delta$  Sozialausgaben) und der wirtschaftlichen Entwicklung ( $\Delta$  BIP pro Kopf) auch unter Konstanthaltung der anderen Modelvariablen gegeben sind und sich auch für die Veränderung des Ausländeranteils ein schwacher Effekt ergibt.

<sup>25</sup> Es wurden die Sozialausgaben anstelle der Sozialquote verwendet, da letztere unter Kontrolle des BIP konzeptionell keinen Sinn ergibt.

Tabelle 2-4: Determinanten der Veränderung der Einkommensungleichheit

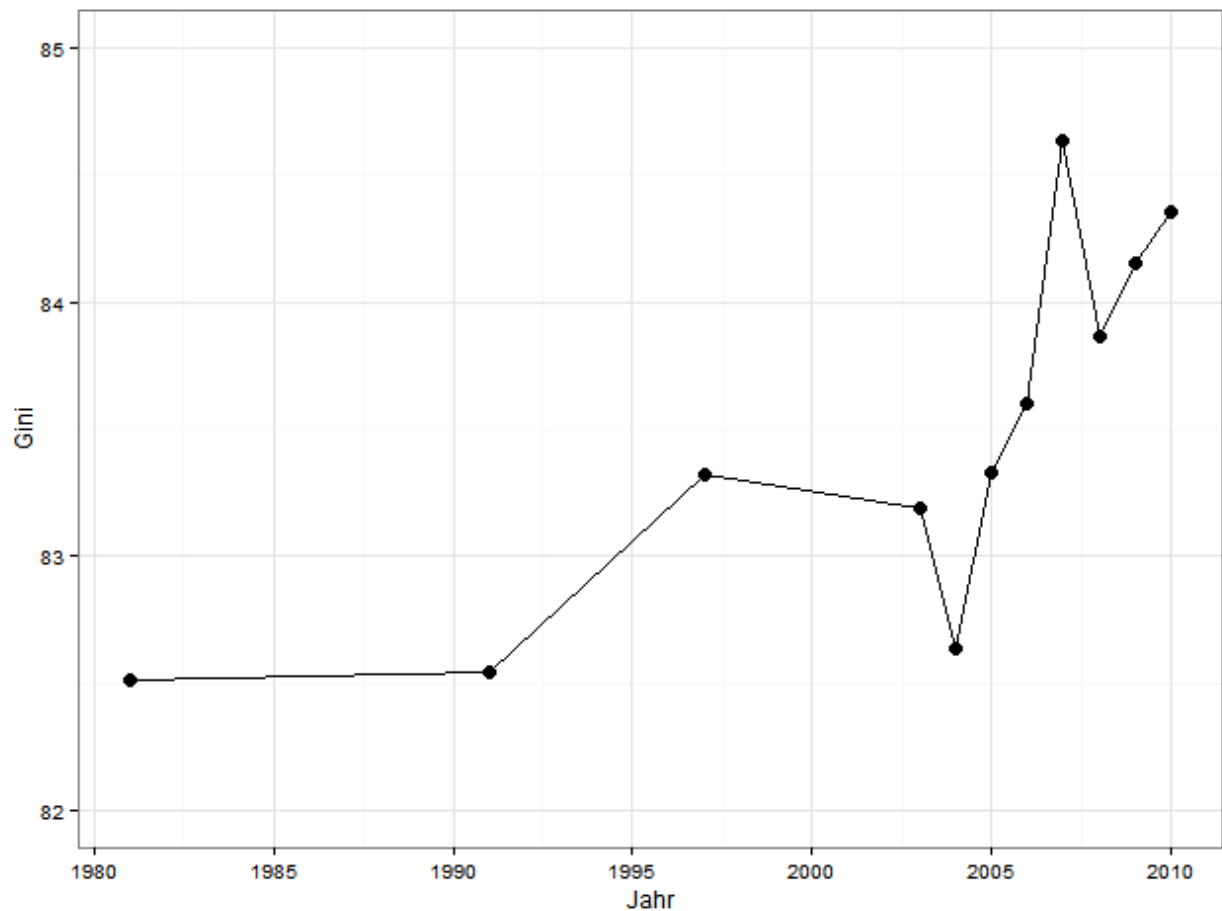
Konstante	0.24 (0.59)
$\Delta$ Sozialausgaben	-0.22* (0.09)
$\Delta$ BIP pro Kopf	0.28* (0.11)
$\Delta$ Ausländeranteil	0.11 <sup>†</sup> (0.06)
$\Delta$ Altersquotient	0.41 (0.29)
$\Delta$ Gini (t-1)	-0.06 (0.20)
R <sup>2</sup>	0.52
Adj. R <sup>2</sup>	0.41
Num. obs.	25

*Bemerkungen:* Gezeigt sind Betakoeffizienten und Standardfehler in Klammern. Schätzung mittels OLS. Für die Analyse wurden Veränderungsrate verwendet (Differenzen des Logarithmus). Laut Durbin-Watson-Test liegt keine Autokorrelation mehr vor, nachdem die Zeitreihen in Veränderungsrate transformiert und das Modell mit Veränderungsrate des Ginis aus der Vorperiode ergänzt wurde. (\* p<0.5, \*\*p<0.01, †p<0.10)

#### 2.4.3 Entwicklung der Ungleichheit der Vermögen von 1981 bis 2010

In den letzten 30 Jahren nahm die Vermögensungleichheit moderat zu (vgl. Abbildung 2-9). 1981 kann die Ungleichheit mit einem Gini-Koeffizienten von 82.5 beziffert werden. Rund 30 Jahre später liegt der Gini bei 84.4. Auffällig sind der relativ starke Anstieg in den 2000er-Jahren und die zwischenzeitliche Abnahme der Ungleichheit in den Jahren 2004 und 2008. Der Anstieg ist allenfalls in Zusammenhang mit dem internationalen Steuerwettbewerb zu sehen. Auf Grund der günstigen Steuerbedingungen haben sich viele Wohlhabende in der Schweiz niedergelassen. Die Einbrüche dürften durch Schwankungen der Aktienmärkte verursacht sein. Bereits Smith (1987) und Wolff (1987) zeigten auf, dass die Vermögenskonzentration den Schwankungen des Aktienmarktes folgt. So profitieren Vermögende überproportional von steigenden Aktienkursen. Krisen mit Werteverfall sind - der gleichen Logik folgend - mit einem Rückgang der Ungleichheit verbunden (vgl. z.B. die Finanzkrise im Jahr 2008).

Abbildung 2-9: Entwicklung der Vermögensungleichheit



Quelle: Eidgenössische Steuerverwaltung (ESTV), eigene Berechnungen

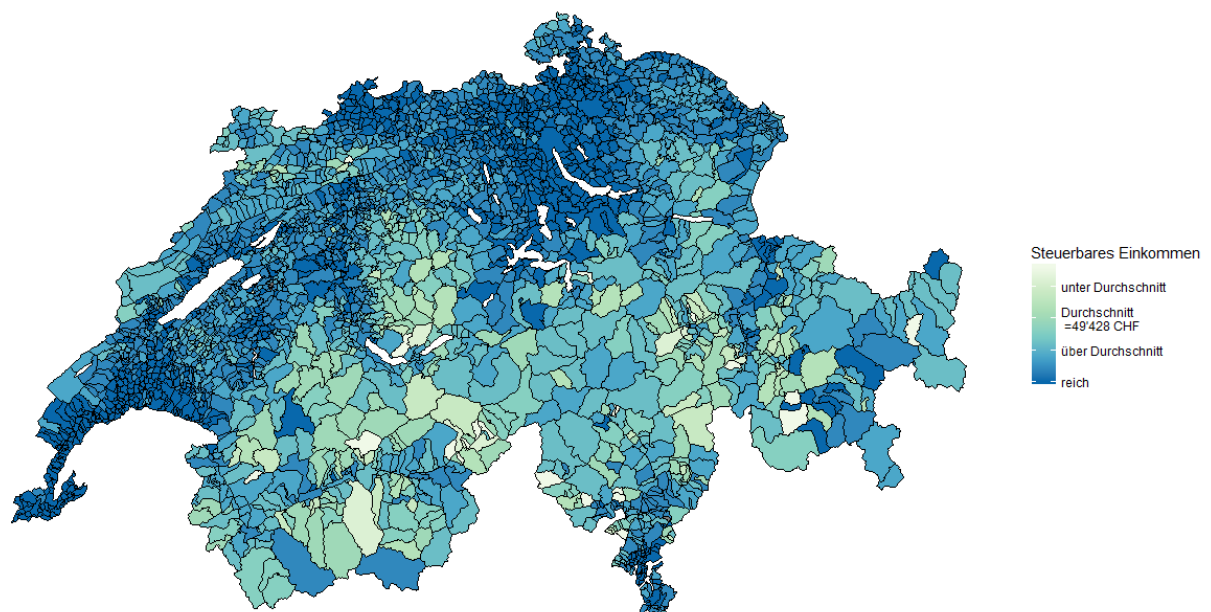
Vermögensungleichheit beginnt bereits bei unterschiedlichen Markteinkommen, die mit unterschiedlichen Sparmöglichkeiten verbunden sind. Ein wesentlicher Faktor der ungleichen Verteilung ist jedoch der Transfer von Vermögen zwischen den Generationen. So werden jährlich 28.5 Milliarden Schweizer Franken vererbt, was 6.8 Prozent des Bruttoinlandproduktes entspricht (Stutz, Bauer & Schmugge, 2007). Vererbung trägt massgebend zur bestehenden Vermögensungleichheit bei (Jann & Fluder, 2015). Jüngste Neuregelungen im Steuersystem, die im Zuge des kantonalen Steuerwettbewerbes erfolgt sind, begünstigen den Fortbestand der Vermögensungleichheit. So wurde in den letzten Jahren die Erbschaftssteuer für direkte Nachkommen (Söhne und Töchter) in vielen Kantonen abgeschafft. Mittlerweile kennen nur noch drei Kantone (Appenzell Innerrhoden, Waadt und Neuenburg) Erbschaftssteuern für direkte Nachkommen (Hümbelin & Farys, 2015).

#### 2.4.4 Einkommensungleichheit auf regionaler Ebene

Die Betrachtung regionaler Unterschiede erlaubt detaillierte Einblicke in die Situation in der Schweiz, die auf Bundesebene nicht sichtbar wären. So zeigt Abbildung 2-10 die Höhe der durchschnittlichen Gemeindeeinkommen (dunkel bedeutet höhere Einkommen). Dabei ist zu erkennen,

dass der Wohlstand innerhalb der Schweiz sehr unterschiedlich verteilt ist. Es ist etwa ein starkes Stadt-Land-Gefälle zu sehen, bzw. dass das Einkommen stark von der Bevölkerungsdichte getrieben ist. Beispielsweise ist zu sehen, dass die Kantone Bern und Tessin, die bezüglich ihres Durchschnittseinkommens in der unteren Hälfte rangieren, grössere zusammenhängende Landstriche mit hohem Einkommen besitzen. Waadt und Zürich fallen dagegen durch eine homogen hohe Bevölkerungsdichte und die Abwesenheit von grösseren ländlichen Gebieten ins obere Drittel des „Einkommensrankings“. Jura, Schwyz, Zug und Nidwalden bilden die wenigen Ausnahmen. Während im Jura das Einkommen in Relation zur Bevölkerungsdichte eher niedrig ist, stechen die ländlichen Kantone Schwyz, Nidwalden und Zug durch den Steuerwettbewerb mit hohem Einkommen hervor. Ein Grossteil des Durchschnittseinkommens lässt sich also womöglich durch die Entwicklung der Bevölkerungsdichte (z.B. aufgrund von geografischen Begebenheiten wie die Nähe zu Seen und die Abwesenheit von Bergen) zurückführen.

Abbildung 2-10: Regionale Verteilung des Wohlstands innerhalb der Schweiz, 2010

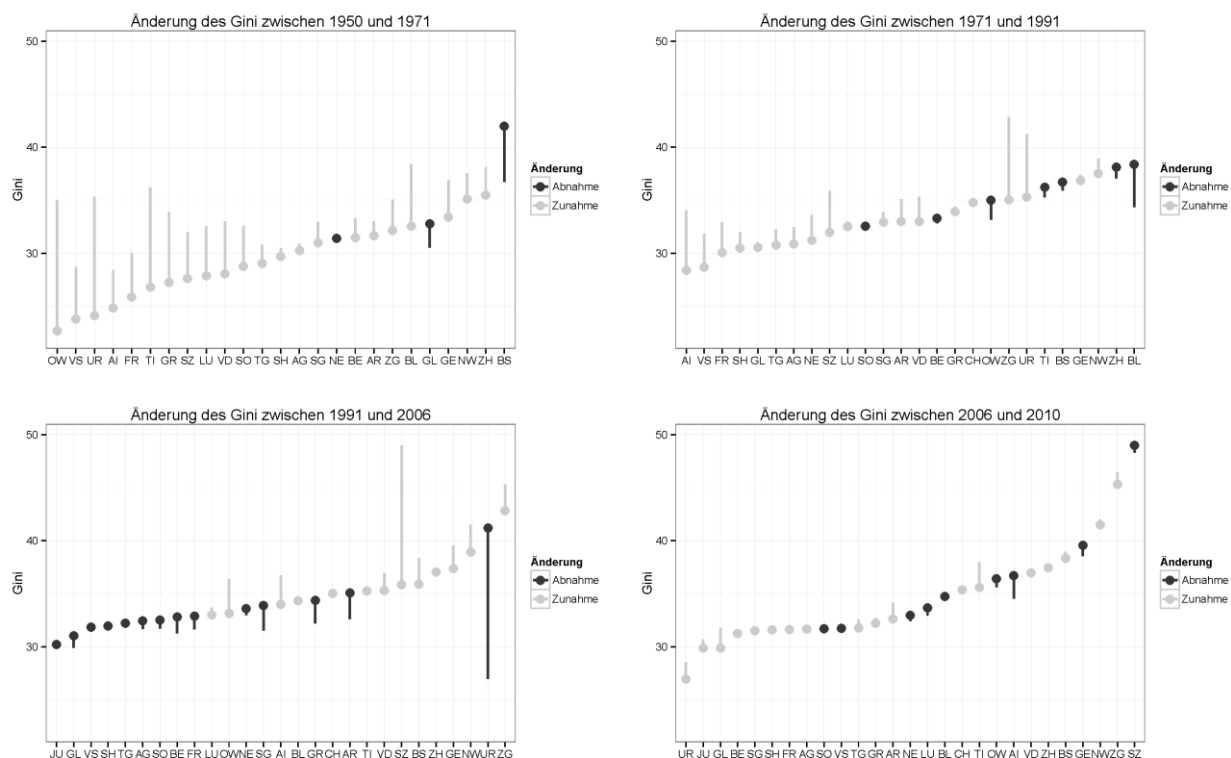


Quelle: Eidgenössische Steuerverwaltung (ESTV), eigene Darstellung (Gemeindegrenzen schwarz)

Eine Betrachtung der Ungleichheitsentwicklung stratifiziert nach Kantonen liefert ein weiteres wichtiges Puzzleteil für die Situation der Schweiz. So lassen sich die Folgen des Steuerwettbewerbs auf die Einkommensungleichheit eindrücklich nachvollziehen und die Auswirkung von Wirtschaftsbooms und Krisen auf einzelne Kantone untersuchen. Für die erste betrachtete Peri-

ode von 1950 bis 1971 (letzte Steuerperiode vor der Ölkrise) ergibt sich ein Bild von überwiegend zunehmender Ungleichheit. Stimmig scheint aber auch eine Interpretation als Konvergenz: Kantone mit besonders niedriger Ungleichheit haben überproportional zugelegt. Gleichzeitig hat in Basel-Stadt, dem Kanton mit der höchsten Ungleichheit zu Beginn der Periode, die Ungleichheit abgenommen. Für diese Periode müssen die Erklärungen vorwiegend in der wirtschaftlichen Entwicklung gesucht werden (der Ausbau des Sozialstaats kam später). Denkbar wäre eine Angleichung der Sektorenzusammensetzung in dieser Zeit. Für die Periode von 1971 bis 1991 (noch vor der Strukturkrise) zeigt sich primär der Einfluss des Steuerwettbewerbs. So nahm die Ungleichheit insbesondere in den Kantonen Schwyz, Zug, Uri und Appenzell Innerrhoden zu. Für die Periode von 1991 bis 2006 (vor der Finanzkrise) zeigt sich ebenfalls ein Bild, das durch den Steuerwettbewerb dominiert ist. So hat die Ungleichheit in Obwalden, Nidwalden, Schwyz und Zug weiter zugenommen, Uri scheint im Wettbewerb jedoch zu verlieren. Für den letzten Beobachtungszeitraum von 2006 bis 2010, welcher die Finanzkrise einschliesst, zeigt sich kein besonders auffälliges Bild. Die Niveaus der Kantone sind über diese Zeit bemerkenswert stabil geblieben. Insgesamt lässt sich sagen, dass die Betrachtung auf kantonaler Ebene das Ausmass des Steuerwettbewerbs eindrücklich aufzeigt. Eine mögliche Erklärung wäre, dass bzgl. der Einkommensungleichheit vor allem Migration innerhalb der Schweiz eine Rolle spielt und weniger der Zuzug von wohlhabenden Ausländern.

Abbildung 2-11: Kantonale Entwicklung der Einkommensungleichheit in vier Episoden.



Quelle: Eidgenössische Steuerverwaltung (ESTV), eigene Berechnungen

**Bemerkungen:** Punkte in der Grafik markieren das Ausgangsniveau zu Beginn der Periode. Das Ende der Linie kennzeichnet das Niveau am Ende der Periode.

## 2.5 Zusammenfassung und Diskussion

Wachsende Ungleichheit von materiellen Ressourcen bringt wirtschaftliche, soziale und politische Herausforderungen mit sich. Weil sich die Schere zwischen Reich und Arm in den wesentlichen Ländern jüngst öffnete, stand das Thema wieder vermehrt im Fokus (Gornick & Jäntti, 2013; OECD, 2011). Auch in der Schweiz wurde diskutiert, ob materiellen Ressourcen zunehmend ungleicher verteilt sind. An verlässlichen Informationen besteht jedoch ein Mangel. An dieser Stelle setzt unser Beitrag an, indem wir anhand von Steuerstatistiken aufzeigen, wie die Einkommen und Vermögen in der Schweiz verteilt sind und wie sich die Verteilung im Laufe der Zeit verändert hat. Die Ergebnisse sind in theoretische Überlegungen eingebettet, die einerseits einen allgemeinen Überblick zu Erklärungsansätzen materieller Ungleichheit liefern und andererseits als Grundlage zur Erklärung der Veränderungen der Ungleichheit in der Schweiz dienen.

Unsere empirischen Ergebnisse legen die Vermutung nahe, dass die materiellen Ressourcen in der Schweiz durchaus zunehmend ungleicher verteilt sind. Allerdings gilt es dabei zu beachten, dass insbesondere die in der Zeit weiter zurückliegenden Schätzungen mit hoher Unsicherheit behaftet sind (vgl. weiter unten und Kapitel 3). Wird dies ausser Acht gelassen, dann kann festgestellt werden, dass die Einkommensungleichheit von 1950 bis 2010 um 4.7 Punkte auf der Gini-Skala zugenommen hat (von 30.9 auf 35.6). Über die gesamte Zeitspanne war die Entwicklung allerdings sehr volatil. Es sind Phasen mit Zuwachs als auch Phasen mit Rückgang der Einkommensungleichheit zu erkennen. Grob lässt sich die Entwicklung in drei Phasen unterteilen. Von 1950 bis 1971 ist eine Zunahme der Einkommensungleichheit über eine längere Zeitperiode zu beobachten. Anschliessend folgte eine Phase (1971 bis 1994) mit starken Schwankungen, die insgesamt in einer Reduktion der Einkommensungleichheit resultierte. Von 1994 bis 2010 ist die Ungleichheit erneut gestiegen. Insbesondere in den Jahren vor der Finanzkrise ist dies vermutlich auf eine zunehmende Konzentration bei den Topeinkommen zurückzuführen (Foellmi & Martínez, 2013). Während in Europa die jüngste wirtschaftliche Krise (Finanzkrise) zu einer Zunahme der Arbeitslosigkeit und damit zu einer Zunahme der Ungleichheit führte, blieb die Schweiz davon weitgehend verschont. Vielmehr führte die Krise zu einer vorübergehenden Abnahme der Ungleichheit, weil die oberen Einkommen Verluste aus Vermögenseinkünften erlitten.

Nichtsdestotrotz die Schweiz befindet sich im europäischen Mittelfeld, was die Ungleichheit der Einkommen betrifft. Im Vergleich zum restlichen Europa wird die Diskussion um Verteilungsfragen in der Schweiz wegen der Zunahme der Topeinkommen und dem Ausbleiben negativer Folgen der Finanzkrise verstärkt aus der Perspektive der Mittelschicht geführt. Weniger kontrovers wird die Verteilung der Vermögen diskutiert, wenngleich der Gini-Koeffizient 1981 bei 82.5 und 2010 bei 84.4 (+1.9 Punkte) lag, womit die Schweiz im internationalen Vergleich einen der vorderen Ränge weltweit einnimmt. Möglicherweise kann dies damit erklärt werden, dass Löhne neben einer materiellen Grundlage der Existenz auch eine immaterielle Komponente beinhalten

(bspw. Güte der verrichteten Arbeit). Gleichzeitig scheint in der Schweiz die Akzeptanz von Reichtum in Form von Vermögenswerten relativ hoch zu sein.

Ferner haben wir in diesem Beitrag beschrieben, welche Dynamiken die Verteilung von ökonomischen Ressourcen beeinflussen und inwiefern diese für die Schweiz von Bedeutung sind. Dem heutigen Stand der Ungleichheitsforschung folgend, ist materielle Ungleichheit das Ergebnis unterschiedlicher Faktoren. Materielle Ungleichheit beginnt auf der Mikroebene und ergibt sich durch individuelle Unterschiede (Leistung, Vererbung, soziale Risiken und Macht). Erklärungen für Veränderung von materieller Ungleichheit sind jedoch auf der Makroebene zu verorten. Es können wirtschaftliche, institutionelle aber auch demographische Faktoren ausgemacht werden. Auf der Grundlage der theoretischen Ausführungen haben wir Indikatoren gesammelt, welche die makrostrukturellen Veränderungen in der Schweiz abbilden und diese in Bezug zur Entwicklung der Einkommens- und Vermögensungleichheit gesetzt. Dabei konnten drei Faktoren ausgemacht werden, die die Verteilung der materiellen Ressourcen in der Schweiz beeinflusst zu haben scheinen. Es sind dies erstens, die wirtschaftliche Entwicklung, zweitens der Ausbau des Systems der sozialen Sicherheit und drittens der Steuerwettbewerb.

Der Einfluss von konjunkturellen Zyklen und die Auswirkung der Entwicklung des Systems der sozialen Sicherheit zeigen sich bei der Veränderung der Einkommensungleichheit. In Zeiten mit starkem Wirtschaftswachstum hat die Einkommensungleichheit zugenommen (1950er, 1960er und Ende der 2000er Jahre). Produktivitätsgewinne scheinen demnach nicht allen gleichermassen zugutezukommen. Gutqualifizierte profitieren überproportional, während die Einkommen von Geringverdienenden stagnieren. Gleichzeitig konnte ein Rückgang der Einkommensungleichheit in Krisen beobachtet werden. Deutlich wurde dies vor allem in den beiden historischen grossen Krisen der Schweiz (Ölkrise 1974/75 und der Strukturkrise der 1. Hälfte der 1990er Jahre). Erklärt werden kann dies durch den Rückgang der Einkünfte der oberen Einkommensklassen, deren Erträge aus Vermögensbeständen (Aktien) in Zeiten der Krisen stärker tangiert sind. Die Daten zeigen auch, dass Krisenjahre in der Schweiz ohne Zunahme der Ungleichheit und ohne Verarmung von breiten Bevölkerungsschichten überstanden werden konnten. Dies nicht zuletzt dank des Systems der sozialen Sicherheit, das ab der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts stetig ausgebaut wurde und mehr Absicherung in wirtschaftlich schwierigen Zeiten bot. Die Erhöhung der AHV-Renten stellte zudem einen wichtigen Schritt zur Bekämpfung von Altersarmut dar, der sich in der Reduktion der Einkommensungleichheit 1974 bis 1976 unmittelbar zu zeigen scheint.

Der Steuerwettbewerb wirkt in verschiedenen Bereichen. Bezüglich der Vermögensungleichheit könnte der Steuerwettbewerb und die damit einhergehende Senkung der Steuersätze bzw. Steuerfüsse vor allem Wohlhabende aus dem Ausland angezogen haben. Auch dazu beigetragen hat die Abschaffung der direkten Erbschaftssteuer im letzten Jahrzehnt. Bezüglich der Einkommensungleichheit zeichnen sich dagegen stärker Prozesse in der Innerschweiz ab (stabile Situation auf Bundesebene, deutlich unterschiedliche Entwicklungen in den Kantonen). Insbesondere



die Kantone Schwyz, Zug, Nidwalden scheinen beliebte Ziele für einkommensstarke Steuersubjekte zu sein.

Die Schweiz hat sich auch hinsichtlich anderer Faktoren verändert, die aus theoretischer Perspektive die Einkommensungleichheit hätten beeinflussen können. Dazu gehören die Zunahme des Ausländeranteils und der Wandel der Altersstruktur. Diese makrostrukturellen Veränderungen können in unseren Analysen allerdings nicht in Bezug zur Entwicklung der Einkommensungleichheit gesetzt werden. Damit ist nicht abschliessend beantwortet, ob diese Entwicklungen einen Einfluss in der Schweiz gehabt haben. Möglich wäre, dass deren Einfluss durch andere Faktoren (wirtschaftliche Zyklen) maskiert wird oder dass sie sich gegenseitig aufheben. Weitere mögliche Einflussfaktoren konnten wir gar nicht abbilden, etwa die Rolle des Arbeitsmarktes, der Wandel der Verhandlungsmacht der Gewerkschaften oder auch Effekte der Globalisierung. Hier sind weitere Analysen nötig.

Alles in allem geben unsere Auswertungen neue Einsichten in die Mechanismen der materiellen Ungleichheit in der Schweiz. Anhand der Analyse von Makroindikatoren konnten wir verschiedene Zusammenhänge untersuchen. Die konkreten Wirkmechanismen bleiben auf dieser Flughöhe aber verborgen. So können wir zwar feststellen, dass der Ausbau des Systems der sozialen Sicherheit einen ausgleichenden Einfluss auf die gesamtgesellschaftliche Verteilung der Einkommen hatte. Die Prozesse der Umverteilung sind jedoch sehr komplex, da sie sowohl bei der Finanzierung als auch bei der Auszahlung ansetzen und neben horizontaler Umverteilung auch eine Umverteilung über die Zeit stattfindet (z.B. Renten). Eine umfassendere Einschätzung der Umverteilung des Systems der sozialen Sicherheit müsste daher die Finanzierung miteinbeziehen, eine Differenzierung der Einkommen aus unterschiedlichen Quellen der sozialen Sicherung erfassen sowie der temporalen Dimension gerecht werden. Auch bezüglich der wirtschaftlichen Entwicklung ist mit der vorliegenden Analyse keineswegs geklärt, über welche Kausalketten sich die empirisch beobachteten Korrelationsmuster erklären lassen. Auch hier sind vertiefende Analysen nötig. Bezüglich des Steuerwettbewerbs bleibt ferner die Frage offen, warum sich der Wettbewerb erst in den letzten beiden Jahrzehnten zugespitzt hat, obgleich die Möglichkeit hierzu viel länger bestanden hätte. Der Startschuss des Steuerwettbewerbs fällt zeitlich mit der wirtschaftlichen Stagnation der 1990er Jahre zusammen. Möglicherweise war dies der Auslöser für Bemühungen, das Steuersubstrat über Anpassungen der Steuersätze zu erhöhen. Ein zweiter Erklärungsversuch betrifft die Zunahme reicher Ausländer in der Bevölkerung, mit der sich die stark mobile Steuerbasis vergrössert um welche die Kantone buhlen können.

Wie bei jeder empirischen Untersuchung stellt sich schliesslich auch bei uns die Frage, ob die verwendete Datenbasis die Realität angemessen abbildet. Die historische Analyse wird etwa dadurch erschwert, dass die Zeitreihe nur auf der Basis der Einkommen jener gebildet werden kann, die direkte Bundessteuer bezahlt mussten. Dieser Anteil ist keineswegs fest. Er hat sich mit der Zeit verändert, so dass Verlässlichkeit der Schätzungen für ältere Zeitpunkte abnimmt

und die Vergleichbarkeit über die Zeit erschwert ist (vgl. ausführlich Kapitel 3). Schwierig ist es zudem abzuschätzen, wie stark die Ergebnisse dadurch beeinflusst sind, dass wir mit dem steuerbaren Einkommen eine administrative Grösse betrachten, die verschiedenen theoretischen Anforderungen zur Messung des individuellen Wohlstandes nicht gerecht wird. So bleibt für die Analyse unberücksichtigt, wie viele Haushaltsmitglieder von einem Einkommen leben. Analysen zur Bedeutung der Haushaltszusammensetzung bleiben somit zwangsläufig ungenügend. Auch ist in der von uns verwendeten Grösse die Bedeutung des Steuersystems nicht abgebildet. So ist bekannt, dass die progressive Besteuerung einer der zentralen Faktoren der Umverteilung darstellt und es ist davon auszugehen, dass die Ungleichheit der Einkommen geringer ausfällt, wenn das verfügbare Einkommen (nach Steuern und mit Bedarfsleistungen) untersucht wird. Auch bezüglich des Reinvermögens müssen aus theoretischer Perspektive Abstriche gemacht werden. Die zweifelsohne umfassenden Vermögenswerte aus den Vorsorgevermögen (2.Säule, Säule 3.a) entgehen uns bei der Analyse des Reinvermögens aus den Steuerstatistiken gänzlich und es ist schwierig abzuschätzen, wie sich dies auf die Vermögensungleichheit auswirkt.

## 2.6 Anhang 2

Tabelle 2-5: Makroindikatoren für die Analyse zur Veränderung der Einkommensungleichheit

<i>Jahr</i>	<i>Gini – Eink.</i>	<i>Ausl. Anteil</i>	<i>Altersquotient</i>	<i>Sozialquote</i>	<i>Sozialausgaben</i>	<i>BIP pro Kopf</i>
1950	30.9	6.4	16.0	7.6	1497.7	9063.7
1951	31.7	6.9	16.1	7.4	1506.3	9684.1
1952	31.7	7.3	16.2	7.5	1552.1	9630.1
1953	32.6	7.8	16.3	7.7	1645.0	9840.3
1954	32.6	8.2	16.5	7.9	1756.5	10287.1
1955	33.7	8.6	16.5	7.7	1813.3	10866.9
1956	33.7	9.0	16.7	8.2	2021.3	11439.0
1957	33.3	9.4	16.9	8.8	2244.5	11705.4
1958	33.3	9.8	17.2	9.3	2358.3	11296.8
1959	34.3	10.2	17.5	9.5	2537.0	11870.1
1960	34.3	10.6	17.7	9.4	2700.3	12456.7
1961	35.5	12.7	17.9	9.7	2971.3	13098.7
1962	35.5	14.4	18.0	9.7	3083.7	13353.5
1963	35.8	15.7	18.0	9.6	3210.3	13710.5
1964	35.8	16.3	18.3	10.4	3668.5	14190.8
1965	35.6	16.6	18.6	10.6	3846.8	14503.6
1966	35.6	17.2	18.9	11.1	3944.1	14727.3
1967	35.6	18.0	19.1	11.1	4163.7	15010.4
1968	35.6	18.7	19.3	11.0	4255.1	15373.8
1969	34.8	19.4	19.5	11.7	4712.8	16030.9
1970	34.8	19.3	20.0	11.4	4947.0	16903.6
1971	35.9	19.5	20.3	11.6	5298.0	17381.0
1972	35.9	20.1	20.7	11.8	5682.0	17774.4
1973	35.0	20.4	21.1	13.6	6679.7	18203.6
1974	35.0	20.6	21.5	14.2	6878.3	18414.4
1975	34.2	19.5	22.1	16.6	7490.6	17224.0
1976	34.2	18.4	22.7	17.5	7918.1	17170.3
1977	34.2	17.9	23.1	17.8	8202.5	17635.3
1978	34.2	17.1	23.4	17.7	8391.1	17662.2
1979	34.7	16.7	23.7	18.0	8538.9	18050.2
1980	34.7	16.8	23.7	17.9	8760.1	18779.1
1981	35.1	17.1	23.5	17.7	8704.2	18956.2
1982	35.1	17.3	23.3	18.5	8970.1	18560.4
1983	35.3	17.3	23.2	18.8	9096.6	18559.9
1984	35.3	17.3	23.1	19.2	9635.7	19037.8
1985	35.3	17.4	23.2	19.2	9851.0	19586.5
1986	35.3	17.6	23.4	19.5	10334.2	19786.3
1987	34.8	18.0	23.4	19.7	10610.1	19791.8
1988	34.8	18.5	23.5	20.6	11492.9	20242.7
1989	35.1	19.0	23.5	19.4	11200.9	20935.3
1990	35.1	20.0	23.5	19.6	11639.8	21487.2
1991	34.1	21.1	23.4	21.1	12192.0	21039.6
1992	34.1	22.0	23.5	23.1	13002.5	20803.5
1993	33.6	22.8	23.5	24.8	13650.3	20590.8
1994	33.6	23.4	23.7	24.9	13863.9	20685.4
1995		23.9	23.9	25.6	14072.8	20659.5
1996		24.0	24.1	26.5	14493.4	20688.7
1997		24.0	24.4	27.3	15148.2	21072.0
1998		24.1	24.6	27.4	15560.1	21603.5
1999		24.4	24.8	27.4	15625.2	21828.1
2000		24.6	25.0	27.0	15821.8	22521.4
2001		24.9	25.2	27.7	16261.6	22692.4
2002		25.3	25.2	28.5	16660.9	22621.7
2003	34.5	25.6	25.3	29.2	16952.2	22516.5
2004	34.7	25.9	25.5	29.3	17310.3	22959.6
2005	35.2	26.1	25.7	29.3	17425.4	23480.6
2006	35.4	26.1	26.1	28.0	17325.6	24262.4
2007	35.9	26.7	26.4	27.3	17667.8	25025.2
2008	35.9	27.7	26.6			25293.2
2009	35.4	28.2	27.0			24538.2
2010	35.6	28.9	27.1			25033.2

Quelle: Quellen: Gini-Einkommen=Eidgenössische Steuerverwaltung (eigene Berechnungen), BIP pro Kopf=Maddison Projekt Database, Sozialausgaben=Bundesamt für Statistik: Gesamtrechnung der Sozialen Sicherheit, Sozialquote=Bundesamt für Statistik: Gesamtrechnung der Sozialen Sicherheit, Anteil Ausländer=Bundesamt für Statistik, Sektion Demografie und Migration, Altersquotient= Bundesamt für Statistik, Sektion Demografie und Migration

Tabelle 2-6: Entwicklung der Vermögensungleichheit

Jahr	Gini - Vermögen
1981	82.51
1991	82.54
1997	83.32
2003	83.19
2004	82.64
2005	83.33
2006	83.60
2007	84.63
2008	83.86
2009	84.15
2010	84.36

Quelle: Eidgenössische Steuerverwaltung, eigene Berechnungen

### 3 Ungleichheitsforschung mit Steuerdaten

Lebenschancen sind mitunter massgeblich durch ökonomische Ressourcen bestimmt. Wie Ressourcen in einer Gesellschaft verteilt werden, ist daher entscheidend für individuelle Konsummöglichkeiten, Wohlbefinden, Gesundheit und Lebenserwartung. Verteilungsfragen stellen sich jedoch nicht nur aus individueller Perspektive. Vielmehr betreffen sie die Gesellschaft als Ganzes. Wilkinson & Pickett (2009) beobachten etwa einen Zusammenhang zwischen der ökonomischen Ungleichheit und unerwünschten Merkmalen einer Gesellschaft, z.B. Verbrechens- und Inhaftierungsraten, Gewalt und Mangel an sozialem Vertrauen. In den letzten Jahrzehnten stieg die Ungleichheit in westlichen Ländern an. Dies untermauert der Grossteil jüngerer empirischer Studien (Gornick & Jäntti, 2013; OECD, 2008, 2011; Salverda et al., 2014). Wenig überraschend findet sich das Thema zunehmend auf den Agenden der politischen Elite (World Economic Forum, 2013). Obgleich der Anstieg der Ungleichheit nicht in allen Ländern gleichförmig ablief, so scheint ein verbreitetes Muster die sogenannte Aushöhlung der Mitte zu sein – „hollowing of the middle class“ (Alderson & Doran, 2013). Verglichen mit früheren Jahren verschieben sich demnach die Einkommen von Haushalten in Richtung der unteren und oberen Bereiche der Einkommensverteilung. Diese Entwicklung scheint problematisch, gilt doch die Mittelschicht als Rückgrat der westlichen Demokratie (Stiglitz, 2012).

In Anbetracht der Wichtigkeit des Themas scheint es angebracht, ein besonderes Augenmerk auf die Qualität der für Analysen verwendeten Daten zu legen. Auf der einen Seite beobachtet etwa Atkinson (2013) methodischen Fortschritte in der Umfrageforschung, die den Kern der empirischen Ungleichheitsforschung bildet. Gleichzeitig sind die arbeitsintensiven Haushaltssurveys sehr teuer und leiden unter niedrigen Rücklaufquoten. In der Ungleichheitsforschung besteht daher ein generelles Interesse an alternativen Datenquellen, die die Befunde aus Umfragedaten ergänzen können. Der informationstechnische Fortschritt und die Modernisierung der öffentlichen Verwaltung haben zunehmend Registerdaten produziert, die sich teilweise für ungleichheitsrelevante Analysen eignen, z.B. Einkommens- und Sozialhilferegister. In dieser Kategorie sind Steuerdaten von besonderem Interesse, da diese zeitlich oft sehr weit zurückreichen. Bereits Kuznets (1955) verwendete Steuerdaten um den Zusammenhang zwischen Wirtschaftswachstum und Einkommensungleichheit zu untersuchen. Erst Jahrzehnte später brachten Piketty (2001, 2003) sowie Piketty & Saez (2003) die Verwendung von Steuerdaten im Zusammenhang mit Analysen zu Spitzenverdienern wieder in Mode. In diesem Zusammenhang wurden für zahlreiche Länder Steuerdaten ausgewertet (Atkinson & Piketty, 2007, 2010). Ein Ergebnis hieraus ist die „World Top Incomes Database“, in der alle auf Steuerdaten basierenden Top-Income-Zeitreihen zusammengetragen werden. Diese reichen mitunter zurück bis zum Anfang des 20. Jahrhunderts (Alvaredo, Atkinson, Piketty & Saez, 2014).

Steuer- und Umfragedaten sind die zwei wichtigsten Datenquellen, um Ungleichheitstrends zu ermitteln. Welche Daten der Forscher nutzt, bestimmt massgeblich den Analyseprozess und es

stellt sich die Frage, ob sie zudem unterschiedliche Resultate hervorbringen, etwa bezüglich Ungleichheitstrends. Das Kapitel 3 widmet sich dieser methodischen Fragestellungen. In Abschnitt 3.1 werden die hierzu die theoretisch optimalen Standards zur Messung von ökonomischer Ungleichheit beschrieben. Anschliessend analysieren wir die Vor- und Nachteile von Steuerdaten in Abschnitt 3.2, in dem wir sie den Möglichkeiten von Umfragedaten gegenüberstellen. Abschnitt 3.3 beinhaltet empirische Tests mit Steuerdaten der Schweiz, die das Ausmass der theoretisch antizipierten Vor- und Nachteile aufzeigen sollen. Auf der Basis der gemachten Auswertungen versuchen wir schliesslich in Abschnitt 3.4 allgemeingültige Erkenntnisse hinsichtlich der Forschung mit Steuerdaten herauszuarbeiten.

### **3.1 Standards zur Messung von ökonomischer Ungleichheit**

Es lassen sich vier essentielle Bereiche ausmachen, die für die die Messung ökonomischer Ungleichheit entscheidend sind, weil sie das Ausmass der untersuchten Ungleichheit bereits definitorisch beeinflussen. Entsprechend benötigen sie angemessen Beachtung. Zunächst müssen Forschende entscheiden, welche Ressourcen betrachtet werden sollen und wie diese genau definiert sind (3.1.1). Ebenso muss entschieden werden, wie Ungleichheit gemessen werden soll. Abschnitt 3.1.2 gibt einen Überblick über häufig verwendete Ungleichheitsmasse und diskutiert die damit verbunden Implikationen. Um Aussagen machen zu können, „zwischen wem“ Ungleichheit herrscht, muss drittens die Untersuchungseinheit definiert werden (3.1.3). Abschliessend muss eine Datenquelle angeschafft werden, die eine möglichst vollständige Beschreibung der untersuchten Population zulässt (3.1.4).

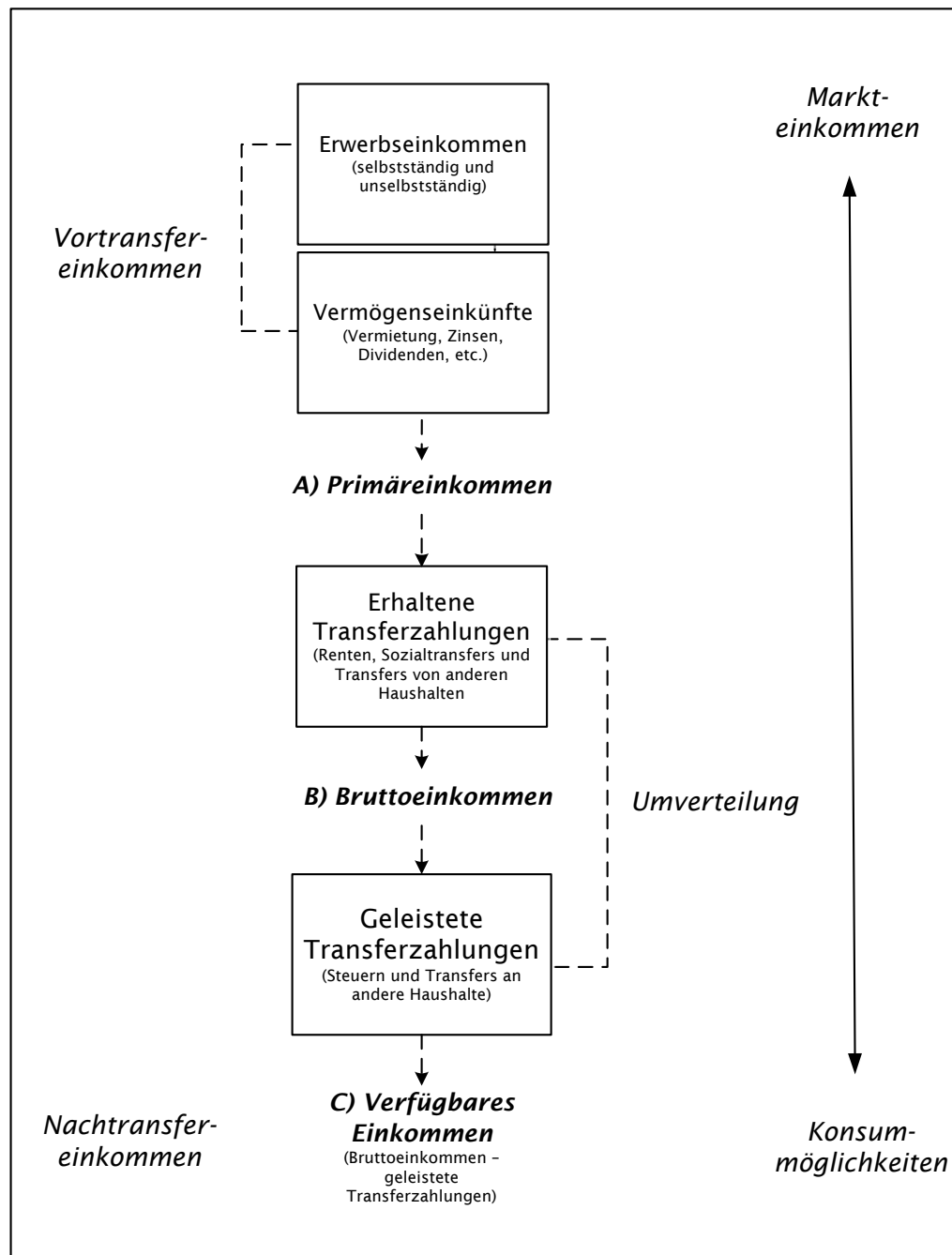
#### *3.1.1 Definition ökonomischer Ressourcen*

Die meisten Studien konzentrieren sich ausschliesslich auf Einkommensungleichheit. Die jüngsten Entwicklungen legen jedoch die Notwendigkeit einer breiteren Betrachtung ökonomischer Ressourcen nahe. Die OECD (2013) hat in diesem Zusammenhang das sogenannte ICW-Framework erarbeitet, welches einen internationalen Konsens zum Thema darstellt.<sup>26</sup> Folgt man den Empfehlungen des Frameworks, so sollten Einkommen, Konsum und Vermögen gemeinsam untersucht werden, um das „ökonomisches Wohlbefinden“ einer Person bzw. eines Haushalts zu ermitteln. Besonders für politische Handlungsempfehlungen sollten alle drei Dimensionen simultan gemessen werden. Haushalte mit einem niedrigen Einkommen etwa könnten ebenso einen hohen Konsum berichten, der aus Vermögen finanziert ist, und umgekehrt. In der Ungleichheitsforschung gilt dem Einkommen in der Regel das grösste Interesse, daher soll die Definition des Einkommens hier ein besonderes Augenmerk erhalten. Ungeachtet teilweise abweichender Terminologie können einige verbreitete Konzepte ausgemacht werden. Abbildung 4.1 zeigt ein

<sup>26</sup> Ein bedeutendes Ziel dieser OECD Studie war die Harmonisierung mit anderen internationalen Standards. So wurden als bestehende Standards etwa das System of National Accounts (SNA, 2009) das Canberra Group Handbook on Household Income Statistics (UNECE, 2011) der „final report of the 17th International Conference of Labour Statisticians (International Labour Organisation“ (International Labour Organisation (ILO), 2004) und die „UNECE/CES recommendations for the 2010 Censuses of Population and Housing“ (UNECE & EUROSTAT, 2006) berücksichtigt.

vereinfachtes Modell, welches übliche Einkommensarten unterscheidet. So erzielen die meisten Menschen ein Einkommen durch Lohnarbeit und einige durch Anlagevermögen (vor allem Liegenschaften und Wertpapiere). Addiert bilden die beiden Einkommensquellen das Primäreinkommen. Diese Primäreinkommen werden üblicherweise durch Sozialtransfers umverteilt. Dies beinhaltet ausgehende (geleistete) Transfers (Steuern und Transfers an andere Haushalte) und eingehende (erhaltene) Transfers (Renten, Sozialversicherungen und Transfers von anderen Haushalten). Nach der Umverteilung des Primäreinkommens ergibt sich das verfügbare Einkommen, welches die potentiellen Konsummöglichkeiten widerspiegelt. Die Messung von Einkommensungleichheit hängt demnach stark von der Einkommensdefinition ab. Insbesondere ist zu erwarten, dass bei Betrachtung des verfügbaren Einkommens ein geringeres Mass an Ungleichheit beobachtet wird als bei Betrachtung des Primäreinkommens, da die Umverteilung üblicherweise (aber nicht zwingend) einen ausgleichenden Charakter hat. Ebenfalls gebräuchlich sind Äquivalenzskalen (Buhmann, Rainwater, Schmaus & Smeeding, 1988; OECD, 2013) um die ökonomische Situation zweier Personen vergleichbar zu machen, die in unterschiedlich grossen Haushalten leben und daher unterschiedlich von Skaleneffekten profitieren.

Abbildung 3-1: Einkommensdefinitionen: Vom Primäreinkommen zum verfügbaren Einkommen



Quelle: OECD (2013,44), eigene Darstellung

### 3.1.2 Messung von Ungleichheit

Innerhalb der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften sind Masse weit verbreitet, welche auf Quantilsfunktionen basieren (Cowell, 2011; Hao & Naiman, 2010). Beispiele sind der Anteil des Einkommens, das auf Spitzenverdiener entfällt („top income shares“), Quantilsverhältnisse (z.B. 80% Perzentil / 20% Perzentil) oder der Gini-Koeffizient, der zweifelsohne das in der wissenschaftlichen Literatur am meisten verbreitete Mass ist und gerne auch für öffentlichen Statistiken ausgewiesen wird. Der Koeffizient leitet sich aus der Lorenzkurve ab und bietet dadurch einen visuellen Zugang zum Ungleichheitsmass. Ferner ist für die Popularität aber auch entscheidend,



dass der Gini-Koeffizient wünschenswerte statistische Eigenschaften besitzt (Hao & Naiman, 2010):

1. „Bevölkerungsgesetz“: das Mass ist unabhängig von der Bevölkerungsgrösse.
2. „Skaleninvarianz“: das Mass ist nur sensibel auf relative Veränderungen der Einkommensanteile, nicht aber auf absolute. Eine Verdopplung aller Einkommen etwa lässt das Mass unverändert.
3. „Schwaches Pigou-Dalton-Prinzip“: eine Umverteilung von reich nach arm kann die gemessene Ungleichheit nie vergrössern.

Allerdings werden in der Literatur auch einige Nachteile beschrieben. So ist der Gini-Koeffizient sensibel auf Ungleichheit im mittleren Bereich der Verteilung, weniger jedoch an den Rändern, was jedoch häufig wünschenswert ist (siehe den Atkinson-Index im nächsten Abschnitt). Bedeutender noch ist, dass der Gini-Koeffizient nicht unterscheiden kann, ob Ungleichheit durch viele Arme oder wenige Reiche hervorgerufen wird. Besonders beim Vergleich zwischen Ländern oder zwischen Zeitpunkten ist diese Tatsache problematisch. So lassen sich zwei Verteilungen, deren Lorenzkurven sich schneiden, nicht anhand der Lorenz-Dominanz ordnen. Nur wenn Lorenz-Dominanz vorliegt, zeigen diverse Ungleichheitsmasse jeweils dieselbe Ordnung an.

Ein anderes weit verbreitetes Mass ist der Atkinson-Index. Er leitet sich aus der Wohlfahrtsfunktion ab. Atkinsons Standpunkt ist, dass Ungleichheit generell nicht ohne eine normative Wertung gemessen werden kann (Atkinson, 1983). Auch der Gini-Koeffizient sei keine rein statistische Grösse, sondern impliziere eine Gewichtung der verschiedenen Bereiche der Verteilung (viel Gewicht auf den Mittelteil). Atkinson führte daher einen Empfindlichkeits-Parameter  $\epsilon$  ein, der von 0 (die Ungleichverteilung der Einkommen spielt keine Rolle für die Gesellschaft/den Forscher) bis plus Unendlich (alles Gewicht fällt auf die ärmste Gruppe der Gesellschaft) reicht. Mit der Freiheit eines weiteren Parameters erwächst jedoch auch die Notwendigkeit, die Wahl dieses Parameters zu begründen.

Ähnlich dem Atkinson-Index besitzen Ungleichheitsmasse, die sich aus der Informationstheorie ableiten (z.B. der Theil-Index) ebenfalls einen Empfindlichkeits-Parameter, der den Fokus auf unterschiedliche Abschnitte der Verteilung richtet. Hervorzuheben ist bei diesen Massen zudem die Zerlegbarkeit. Diese Masse lassen sich in die Beiträge einzelner Subgruppen und Unterschiede zwischen diesen Gruppen zerlegen. Auf diese Weise lassen sich empirische Zusammenhänge der Ungleichheit mit anderen Variablen ermitteln.

Die bereits genannten Masse beschreiben jeweils die Ungleichheit genau einer Population zu genau einem Zeitpunkt. Demgegenüber ermöglicht der Ansatz der relativen Verteilungen (Handcock & Morris, 1999) den Vergleich zweier Verteilungen, etwa zweier Subgruppen, zweier Länder oder zweier Zeitpunkte. Bezogen auf Trends hat der Forscher damit ein fruchtbares

Analysewerkzeug, welches sehr genau aufzeigen kann, in welchen Teilen der Verteilungen Veränderungen stattgefunden haben.

Welches unter den Vielen ist nun das richtige Mass? Dies muss zunächst vor dem Hintergrund der Forschungsfrage entschieden werden. Allgemein scheint es jedoch sinnvoll, nicht nur auf ein einzelnes Mass zu vertrauen. Diese Empfehlung findet sich bereits in klassischen Arbeiten von Kolm (1969) über Atkinson (1983) bis Sen (1973). Hao & Naiman (2010) empfehlen zudem drei Bereiche der Verteilung besonders abzudecken: die Mitte, den unteren Teil und die Extreme.

### *3.1.3 Untersuchungseinheiten*

Über die Wahl der statistischen Einheit herrscht weitgehend Einigkeit: Untersucht werden soll die Ungleichheit zwischen Haushalte und nicht zwischen Individuen (OECD, 2013). Zwar werden Einkommen von Individuen erwirtschaftet, Einzelpersonen verfügen über Vermögen und sie konsumieren, tatsächlich ist aber die Möglichkeit, ökonomische Wohlstand zu erfahren, stark davon abhängig mit wem die gewonnenen Ressourcen geteilt werden. Eine dabei zugrunde liegende Annahme ist, dass Personen die gemeinsam in einem Haushalt leben auch ihre verfügbaren Ressourcen teilen, bzw. ihre Einkünfte zusammenlegen. Die zwei wichtigen Aspekte dabei sind zum einen Umverteilung innerhalb des Haushalts (etwa von Eltern zu Kindern oder unter Partnern), zum anderen Skaleneffekte durch die gemeinsame Nutzung von Ressourcen. Um Individuen – nicht Haushalte – hinsichtlich ihrer ökonomischen Situation vergleichbar zu machen, werden daher häufig Äquivalenzgewichtungen vorgenommen, damit das verfügbare Einkommen einer Einzelperson abgeschätzt werden kann.

### *3.1.4 Repräsentativität und Validität*

Mit Statistiken möchte ein Forscher üblicherweise Aussagen über eine Population treffen (z.B. Ungleichheit in einem Land). Ob dies gelingt, hängt massgeblich von den verwendeten Daten ab. Der Zugang zu Daten ist jedoch limitiert, etwa durch begrenzte Budgets oder andere Restriktionen (z.B. Datenschutzbedenken im Zusammenhang mit Steuerdaten). Ist eine Vollerhebung nicht möglich, so müssen Parameter inferenzstatistisch aus einer Stichprobe errechnet werden. Arbeitet der Forscher mit Umfragedaten, so ergeben sich oft Schwierigkeiten durch selektive Befragungsausfälle, die zu verzerrten Stichproben führen (Bethlehem, Cobben & Schouten, 2011) oder durch Fehlangaben (Eifler & Bentrup, 2003; Gross & Börensens, 2009). Alternativ liessen sich, sofern vorhanden und rechtlich gestattet, Registerdaten verwenden. Von den teilnehmenden Ländern der European Union's Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) verwendet etwa ein Drittel Einkommensdaten aus Registern (OECD, 2013). Oftmals sind diese Daten jedoch unvollständig und systematisch verzerrt. Beispielweise werden im Fall der Schweiz Daten über Personen unterhalb der Besteuerungsgrenze in den öffentlich zugänglichen Datenquellen nicht (hinreichend) dokumentiert. Quellenbesteuerte Personen werden ebenfalls nicht – oder unterschiedlich – ausgewiesen. Vor der Verwendung solcher Daten ist daher eine gründliche Prüfung der Daten geboten.

### 3.2 Steuerdaten und Umfragedaten im Vergleich

Im vorherigen Kapitel wurden vier Kernbereiche diskutiert die zusammen einen Standard zur Messung von Ungleichheit bilden. Zusammengefasst sollen idealerweise (1) Einkommen, Vermögen und Konsum zusammen betrachtet werden, (2) in der jeweils frei verfügbaren Form auf Haushaltsebene, (3) mit Daten, die die Berechnung aller erdenklichen Masse ermöglichen, um damit (4) einen unverzerrten Schätzer der gewählten Ungleichheitsmasse zu berechnen. Tabelle 3-1 vergleicht Steuer- und Umfragedaten bezüglich dieser vier Dimensionen und deren Verfügbarkeit. Dabei wird für Steuerdaten unterschieden, ob sie in klassierter Form vorliegen, d.h. es handelt sich nicht um Informationen für einzelne Personen, sondern um summierte Einkommen/Vermögen für bestimmte Einkommens und Vermögensklassen oder ob es sich um Individual-Daten handelt, die Aufschluss über Einzelpersonen geben.

Konzepte ökonomischer Ressourcen sind auf der Basis von Steuerdaten datengeleitet. Der Grund dafür ist, dass diese Daten zu administrativen Zwecken gesammelt werden und deshalb nicht notwendigerweise auf die wissenschaftlichen bedeutsamen Grössen abgestimmt sind. Im Prozess der Steuerveranlagung werden zwar detaillierte Informationen zu beinahe allen zentralen finanziellen Grössen erhoben.<sup>27</sup> Historisch zugänglich ist häufig jedoch nur die Information in Bezug auf steuerbare Einkommen, d.h. dasjenige Einkommen, das nach gewährten Abzügen für die Berechnung der Steuern verwendet wird. Für Vergleiche über die Zeit kann das problematisch sein, weil sich die Praxis der Abzüge von Zeit zu Zeit verändert und damit für Verteilungsanalysen ein administrativer Fehler entstehen kann. Darüber hinaus fehlen in Steuerdaten Informationen zu fixen Kosten, die ein Haushalt zu tragen hat (bspw. Wohnkosten oder Steuern). Historisch weit zurückreichende Steuerstatistiken sind zudem lediglich in klassierter Form vorhanden. In diesem Fall ist es nicht möglich, Einkommen und Vermögen einer Untersuchungseinheit gemeinsam zu analysieren. In Bezug auf die Definition von ökonomischen Ressourcen sind Umfragedaten überlegen, denn dort kann direkt nach den gewünschten Konzepten (z.B. dem verfügbaren Haushaltseinkommen) gefragt werden.

Die Berechnung von Ungleichheitsmassen kann anhand von Individual-Daten wesentlich flexibler erfolgen. Im Fall von aggregierten Steuerdaten gibt es ein paar Einschränkungen. Zum einen leidet die Genauigkeit des Schätzers mit zunehmendem Aggregationsgrad und Ungleichheitsmasse werden als zu niedrig ausgewiesen, da innerhalb einer aggregierten Gruppe alle Personen typischerweise als gleich einkommensstark betrachtet werden. Zum anderen ist es nicht möglich Subgruppenanalysen anhand von Individualmerkmalen durchzuführen. Doch auch für aggregierte Steuerdaten ist es möglich, gebräuchliche Masse wie den Gini-Koeffizienten oder den Theil-Index approximativ zu berechnen.

<sup>27</sup> In Bezug auf die Einkommen fehlen in der Schweiz bedarfsabhängige Leistungen, wie die Zahlungen der Sozialhilfe, weil diese nicht versteuert werden. Ein Mangel an den versteuerten Vermögen ist das Fehlen der gebundenen Vorsorgevermögen, die in der Schweiz in erheblichem Umfang vorhanden sind.

Tabelle 3-1: Vergleich von Steuer- und Umfragedaten

	<b>Klassierte Steuerstatistiken</b>	<b>Individual- Steuerdaten</b>	<b>Umfrage- daten</b>
Definition ökonomischer Ressourcen	Stark datengeleitet	datengeleitet	theoriegeleitet
Berechnung von Ungleichheitsmassen	eingeschränkt	flexibel	flexible
Untersuchungseinheiten	Steuersubjekte	Steuersubjekte	Haushalte
Repräsentativität und Validität	Steuerhinterziehung, Steuerbefreiung	Steuerhinterziehung	Stichproben- verzerrung, falsche Angaben
Verfügbarkeit	Öffentlich, lange Zeitperioden	Restriktiv, kurze Zeitperioden	Kurze Zeitperioden

Ein weiterer Nachteil bei der Verwendung von Steuerdaten zeigt sich im Zusammenhang mit den Untersuchungseinheiten. Diese sind nicht etwa Individuen oder Haushalte sondern „Steuereinheiten“ bzw. „fiskalische Haushalte“. Das Steuerrecht in der Schweiz unterscheidet beispielsweise ledige und verheiratete Paare. In vielen Fällen entspricht dies nicht dem Konzept von tatsächlichen Haushalten. Oftmals reichen mehrere Mitglieder eines Haushalts separate Steuerformulare ein. Ein übliches Szenario ist ein unverheiratetes Paar, das im gleichen Haushalt wohnt. Diese Form des Zusammenlebens hat in den letzten Jahrzehnten an Beliebtheit gewonnen. Für Doppelverdiener besteht sogar ein monetärer Anreiz, sich separat besteuern zu lassen: ab einem Zweitverdienereinkommen von etwa 10.000 CHF pro Jahr stellt sich ein verheiratetes Paar steuerlich schlechter als zwei separat veranlagte Personen. Wenn Steuereinheiten wie Haushalte gehandhabt werden, so ist eine über die Zeit zunehmende Verzerrung der daraus berechneten Masse zu erwarten. Auch in dieser Hinsicht sind Umfragedaten besser geeignet<sup>28</sup>.

Steuerdaten sind jedoch besonders wertvoll was Repräsentativität und Validität der Daten anbelangt. Im Vergleich zu Umfragedaten haben sie den Vorteil, dass die Informationen prozessgeneriert, erschöpfend erhoben werden und nicht reaktiv mit potentiellen Ausfällen. Ein generelles Problem mit Umfragedaten sind selektive Befragungsausfälle. Gerade Befragungen zur finanziellen Situation sind anfällig. Korinek, Mistiaen & Ravallion (2006) konnten zeigen, dass die Antwortwahrscheinlichkeit auf eine Einkommensfrage direkt von der Einkommenshöhe abhängig ist: Haushalte mit niedrigem und hohem Einkommen neigen eher zum Antwortausfall, wodurch

<sup>28</sup> Im Vergleich zur Haushaltsdefinition auf Basis von Steuerdaten sind Surveydaten deutlich besser geeignet. Allerdings ist auch die exakte Messung von Haushaltsgrössen in Surveys nicht trivial. Hoffmeyer-Zlotnik & Warner (2008) zeigen, dass Personen mannigfaltige Vorstellungen davon haben, was ein Haushalt ist.

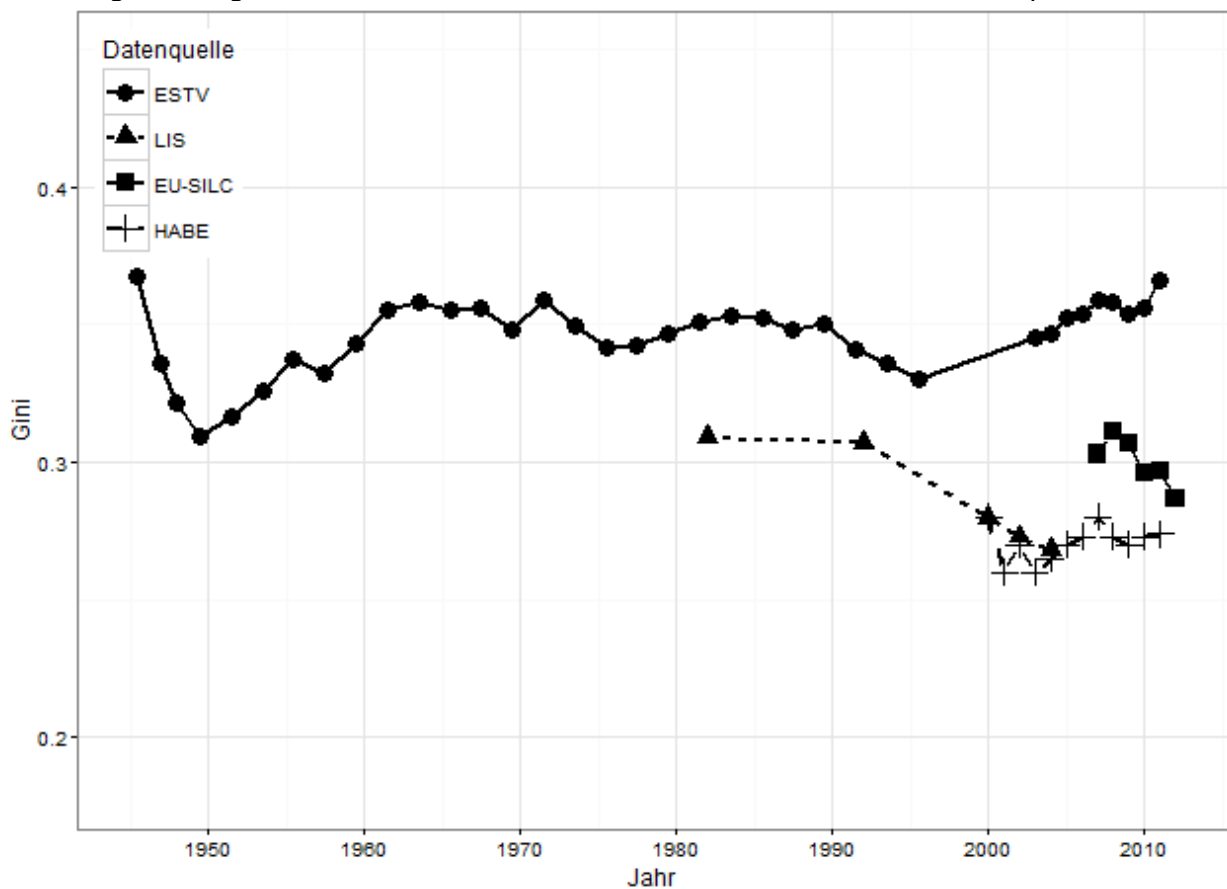
die Mittelschicht in solchen Stichproben überrepräsentiert ist. Dieser Mechanismus wird auch als „Mittelschicht-Bias“ bezeichnet, unter dem Befragungen generell leiden (Diekmann, 2009). Da die Antwortausfälle nicht zufällig sind (not missing at random), ist zu erwarten, dass Ungleichheitsmasse nach unten verzerrt sind, d.h. es wird eine zu niedrige Ungleichheit entdeckt. In der Literatur wurden hierfür Gewichtungstrategien diskutiert (Särndal, Swensson & Wretman, 2003). Diese erfordern jedoch Personenregisterdaten über das Einkommen jeder Person, bzw. eine gute Approximation der gesamten, unverzerrten Einkommensverteilung, welche i.d.R. nicht verfügbar sind. Steuerdaten auf der anderen Seite stellen beinahe eine Vollerhebung dar. Verglichen mit Umfragen sind wenig Stichprobenverzerrungen vorhanden. Problematisch ist für historische verfügbare Zeitreihen, dass häufig lediglich über die Einkommen von jenen berichtet wird, die tatsächlich eine Steuer bezahlen mussten und die Einkommen der Personen, die unter die Steuerfreigrenze fielen, entsprechend unbekannt bleiben. In Bezug auf die Steuerstatistiken basierend auf der direkten Bundessteuer in der Schweiz, die die längste historischen Zeitreihe für die Schweiz bilden, kann dies teilweise über die Hälfte der Schweizer Bevölkerung umfassen. Ein weiterer Grund für fehlende Informationen in Steuerdaten ist Steuerhinterziehung. Alvaredo & Saez (2009) etwa kommen zu dem Schluss, dass Spitzeneinkommen in Spanien vor 1981 durch weit verbreitete Steuerhinterziehung stark lückenhaft dokumentiert sind.

Was die Validität der Angaben anbelangt sind Steuerdaten Befragungsdaten ebenfalls vorzuziehen. Surveydaten können mitunter stark durch falsche Angaben verzerrt sein. Einkommen können durch verschiedene Mechanismen als zu hoch oder zu niedrig berichtet werden (Under-/Overreporting). Je nachdem, ob hohe/niedrige Einkommen für die Befragte Person positiv oder negativ konnotiert sind, kann die Antwort in die jeweils als erwünscht geglaubte Richtung abweichen (Eifler & Bentrup, 2003). Zudem können Interviewer-Effekte oder die Anwesenheit Dritter eine Rolle spielen (Bogner & Landrock, 2015) oder Befragte erinnern sich falsch oder wissen ihr Einkommen nicht auswendig und schätzen dieses in der Befragung. Steuerdaten sollten, zumindest in der Theorie, weniger stark durch solche potentiellen Verzerrungen beeinträchtigt sein, da Steuererklärungen mit einer grösseren Sorgfaltspflicht und grösserem zeitlichen Aufwand verbunden sind als Surveys.

Der wichtigste Vorteil von Steuerdaten gegenüber Umfragedaten ist die zeitliche Reichweite der Daten und damit die Möglichkeit längere Ungleichheitstrends zu messen. Für einige Länder reichen solche Daten bis zu 100 Jahre zurück. Vergleichbare Umfragedaten liegen dagegen oft nur für kurze Zeiträume oder gar wenige Jahre vor. Gerade auch deswegen sind Steuerdaten daher eine fruchtbare Ergänzung, um das Gesamtbild der Ungleichheit und der Ungleichheitsentwicklung zu vervollständigen. Wichtig ist dabei, Änderungen des Steuersystems und die Art, wie Steuerdaten berichtet/archiviert werden, im Auge zu behalten, um die Vergleichbarkeit über den gesamten Zeitraum garantieren zu können.

### 3.3 Empirische Fallstudie mit Steuerdaten der Schweiz

Abbildung 3-2: Ungleichheitstrends in der Schweiz mit unterschiedlichen Datenquellen



Quelle: *Luxembourg Income Study (LIS)*, *Haushaltsbudgeterhebung (HABE)*, Europäische Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC), Eidgenössische Steuerverwaltung (ESTV, eigene Berechnungen, vgl. auch Tabelle 3-2 für Rohwerte)

Für die Schweiz sind die Befunde zur Entwicklung der Ungleichheit besonders widersprüchlich, was die Schweiz zu einem interessanten Fall für eine methodische Untersuchung macht. An amtlichen Daten sind drei wichtige Quellen zu nennen: die Europäische Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC), die Haushaltsbudgeterhebung (HABE) und die Luxembourg Income Study (LIS). Abbildung 3-2 zeigt Gini-Koeffizienten dieser drei Quellen basierend auf dem verfügbaren Äquivalenzeinkommen von Haushalten plus eine weitere Zeitreihe basierend auf klassierten Steuerstatistiken der eidgenössischen Steuerverwaltung (ESTV). Bis heute sind die EU-SILC Daten die Referenzquelle für politisches Monitoring in der EU. EU-SILC fokussiert bei der Datenerhebung die Vergleichbarkeit zwischen Ländern. Die Schweiz als Nicht-EU-Land partizipiert erst seit 2007 (nicht seit Beginn 2004) an der Studie. Für den Zeitraum von 2007 bis 2012 zeigen die EU-SILC Daten eine Abnahme der Ungleichheit in der Schweiz. Die zweite wichtige Quelle für Fragen der Einkommensverteilung in der Schweiz ist die HABE. Die Erhebung zielt auf grosse Detailgenauigkeit hinsichtlich Einkommen, v.a. aber bezüglich Ausgaben und Konsumverhalten ab. Seit 2000 werden jährlich Daten erhoben. Damit ergibt sich eine durchgehende Reihe von Ungleichheitsmassen für 2000 bis 2011. Der Trend ist gemäss Abbildung 3-2 eher beständig. Beide Reihen (EU-SILC und HABE) decken lediglich eine kurze

Zeitperiode ab. Die LIS-Daten dagegen reichen weiter zurück (1982-2004). Anders als EU-SILC und HABE werden die Daten der LIS aus drei Umfragen harmonisiert: dem Swiss Income and Wealth Survey (1982), dem Swiss Poverty Survey (1992) und der HABE (2000, 2002 und 2004). Damit bietet die LIS unter den Umfragedaten die deutlich längste Ungleichheitsreihe für die Schweiz. Gornick & Jäntti (2013) berichten aus LIS Daten einen beträchtlichen Rückgang der Ungleichheit in der Schweiz. Dieser Befund unterscheidet sich von der Entwicklung zunehmender Ungleichheit in den meisten anderen westlichen Ländern. Die längste in Abbildung 3-2 gezeigte Reihe basiert auf unseren Berechnungen der Steuerstatistiken der eidgenössischen Steuerverwaltung. Laut dieser Reihe war die Einkommensungleichheit immer höher und jüngst war der Trend steigend. Dieses Ergebnis deckt sich mit Resultate von Foellmi & Martínez (2013), die ebenfalls mit Steuerdaten gearbeitet haben und nach der Jahrtausendwende eine zunehmende Konzentration bei den Topeinkommen beobachten. Es stellt sich also die Frage, weshalb Ungleichheit basierend auf Steuerdaten zu anderen Ergebnissen führt.

Die Unterschiede lassen sich anhand der in Abschnitt 3.2 beschriebenen Faktoren erklären. Erstens, wird vermutet, dass sehr hohe und tiefe Einkommen in Steuerdaten besser abgebildet sind als in Befragungsdaten und die Befragungsdaten die Ungleichheit deshalb unterschätzen. Die oben gezeigte Steuerdaten-Zeitreihe basiert jedoch nur auf tatsächlich besteuerten Steuersubjekten, d.h. Steuersubjekte, die unter die Grenze der Steuerbefreiung fallen, sind ausgeschlossen. Zweitens, sind unterschiedliche Einkommensdefinitionen dargestellt. Die Zeitreihe basierend auf den Steuerdaten verwendet das steuerbare Einkommen während Befragungsdaten das verfügbare Einkommen berechnen. Wie Modetta & Müller (2012) zeigen konnten, reduziert sich die Ungleichheit der Einkommen massgeblich durch staatliche Umverteilung, die über die Steuerprogression und Sozialtransfers erfolgt. Drittens, unterscheiden sich die verwendeten Daten hinsichtlich der Untersuchungseinheit. Steuerdaten bilden Steuersubjekte oder fiskalische Haushalte ab, während Umfragedaten „echte“ Haushalte untersuchen. Möglicherweise wird der Ungleichheitstrend mit Steuerdaten durch den Trend zu zunehmenden unverheirateten Kohabitationen beeinflusst.

Weil sich die genannten Punkte überlappen, ist es schwierig, die möglichen Fehlerquellen zu isolieren und entsprechend lässt sich kaum sagen, wie der „wahre“ Trend verlaufen würde. Nachfolgend werden deshalb alle potentiellen Fehlerquellen isoliert betrachtet, in dem wir verschiedene Tests entlang der vier eingeführten methodischen Bereiche durchführen. Dabei besprechen wir inwiefern mit Steuerdaten aus der Schweiz theoretisch Ideale erreicht werden können und wir versuchen Richtung und Betrag von konzeptionellen Abweichungen zu schätzen. Die Tests sollen folgende Fragen beantworten:

#### *Einkommensdefinition*

1. Inwiefern verzerren Einkommen für steuerliche Zwecke die Schätzung der Einkommensungleichheit?

2. Was ist der Effekt einer steuerdatenbasierten Äquivalenzskalierung?

#### *Ungleichheitsmessung*

3. Unterscheidet sich der Trend für unterschiedliche Ungleichheitsmasse (Gini, Theil, Atkinson)?
4. Welche Erkenntnisse können gewonnen werden, wenn die Entwicklung über die Zeit mit relativen Verteilungen untersucht wird?

#### *Untersuchungseinheit*

5. Ist es bedeutsam, reale Haushalte anstelle von fiskalischen Haushalten zu untersuchen?

#### *Repräsentativität*

6. Wie unterscheiden sich Steuer- und Befragungsdaten hinsichtlich Repräsentativität?
7. Wie gross ist der Fehler, der durch die Vernachlässigung von nichtbesteuerten Steuersubjekten entsteht?

Die Antworten auf die formulierten Fragen sollen Klarheit bringen, inwiefern mit der Verwendung von Steuerdaten eine höherer Genauigkeit erreicht wird und in welcher Hinsicht Vorsicht geboten ist. Nicht direkt dieser Logik entsprechen die Tests in Bezug auf die Ungleichheitsmessung. Der Bereich der Messung ist jedoch ebenso zentral für die Beurteilung des Ungleichheitstrendes und die eingeführten Mess-Konzepte werden zudem für die beschriebenen Tests benötigt.

### *3.3.1 Daten und Methode*

Kern der Analysen sind die Steuerstatistiken, die von der eidgenössischen Steuerverwaltung (ESTV) publiziert werden und die seit 1915 dokumentiert vorliegen. Die ESTV stellt im Internet Steuertabellen ab 1973 zur Verfügung. Die Zeitreihe wurde anhand von Angaben aus Archiven erweitert. Für die nachfolgenden Analysen verwenden wir jedoch nur Daten für den Zeitraum von 1945 bis 2011.<sup>29</sup> Die ESTV stellt die Steuerstatistiken in klassierter Form zur Verfügung, d.h. in Tabellen, die die Anzahl der Steuersubjekte je Einkommensklasse darstellen. Da diese Daten für einige der geplanten Tests weniger gut geeignet sind, nutzen wir weitere Datenquellen. Dazu gehören von der ESTV publizierte Kennzahlen<sup>30</sup> (Für Test Nr.2 und 4) und Individual-Steuerdaten des Kantons Berns, die uns im Rahmen des SNF-Projektes „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz“ zur Verfügung stehen (Test Nr.1, 5 und 6). Für den Test Nr.6 nutzen

<sup>29</sup> Laut Schätzungen von Dell, Piketty & Saez (2007) decken die ESTV-Tabellen vor 1945 teilweise weniger als die Hälfte der Schweizer-Bevölkerung ab, weshalb wir auf die Verwendung der Informationen vor 1945 verzichten. Ausserdem haben wir eine Lücke in den Daten im Zeitraum von 1993 bis 2003. In dieser Periode fand ein Wechsel im Besteuerungsmodus statt, der von den Kantonen in unterschiedlichen Jahren umgesetzt wurde, weshalb die Daten für die Schweiz in diesen Jahren unvollständig sind.

<sup>30</sup> Die Kennzahlen wurden im Rahmen des Sinergia Projektes Nr. 130648 „The Swiss Confederation: A Natural Laboratory for Research on Fiscal and Political Decentralization“ von Raphael Parchet und Stefanie Brion berechnet. Das Sinergia-Projekt wurde unter der Leitung von Prof. Dr. Marius Brühlhart umgesetzt



wir zusätzlich Daten der Haushaltsbudgeterhebung (HABE), die uns freundlicherweise vom Bundesamt für Statistik zur Verfügung gestellt wurden. Der Vergleich der Steuerdaten mit den Resultaten der HABE drängt sich auf, weil dies eine sehr gebräuchliche Erhebung zur Untersuchung von Verteilungsfragen in der Schweiz darstellt.

Grundsätzlich versuchen wir für die geplanten Tests, die längste verfügbare Zeitreihe zu verwenden, weil jedoch die Verfügbarkeit der Daten bzw. relevanter Informationen über die Zeit variiert, sind wir gezwungen einzelne Auswertungen für kürzere Perioden durchzuführen. Zur Analyse nutzten wir verschiedene statistische Techniken. Die Darstellung von Ungleichheitstrends erfolgt in der Regel mittels Gini-Koeffizient für alle verfügbaren Zeitpunkte. Für den Test Nr. 3 berechnen wir zusätzlich den Theil- und den Atkinson-Index. Darüber hinaus nutzen wir die Methode der relativen Verteilung, wenn eine detaillierte Verteilungsanalyse über den gesamten Bereich der Einkommensverteilung angezeigt ist. Eine Übersicht zu den verwendeten Daten und den damit einhergehenden Einschränkungen der Population sowie der verwendeten Methoden ist Tabelle 3-8 im Anhang gegeben.

### 3.3.2 Einkommensdefinition

Wie in Abschnitt 3.1.1 beschrieben, empfiehlt die OECD, Einkommen, Vermögen und Konsum simultan zu betrachten. Die OECD (2013) vermerkt jedoch auch: „[...] integrated analysis at the household level has significant data requirements that go beyond the measurement efforts currently undertaken in most countries“. Dies ist auch der Fall für die Schweiz, obgleich die HABE sich stark an den Empfehlungen ICW-Framework der OECD orientiert und eine theoretisch solide konzipierte Erhebung darstellt. Die ESTV publiziert Zahlen zu Einkommen, Vermögen und Steuern, es ist jedoch nicht möglich diese auf der Individualebene gemeinsam zu untersuchen. Informationen zum Konsum fehlen gänzlich. Relevante Einkommensgrössen können mit Individual-Steuerdaten wesentlich besser abgebildet werden, weil diese Angaben zu privaten Transfers und zu bezahlten Steuern enthalten. Nachfolgend können wir aufzeigen, wie sich die Schätzung der Einkommensungleichheit verändert, wenn verschiedene Einkommensdefinitionen verwendet werden, die auf der Basis von Steuerdaten konstruiert werden können und wir untersuchen, welchen Effekt die Verwendung einer steuerdatenbasierten Äquivalenzsskala auf die Einkommensungleichheit hat.

#### 3.3.2.1 Einkommensdefinition auf der Basis von Steuerdaten

ESTV-Daten ermöglichen den Vergleich von drei Einkommensarten:

- *Reineinkommen*: Bruttoeinkommen (Lohn, Vermögenseinkünfte, erhaltene Transfers ohne Sozialhilfe) minus einige Abzüge<sup>31</sup>.
- *Steuerbares Einkommen*: Reineinkommen minus Sozialabzüge<sup>32</sup>.

<sup>31</sup> Diese Abzüge beinhalten: Berufsauslagen, Reisekosten, Schuldzinsen, Spenden, Weiterbildungs- und Nebenerwerbskosten, Parteispenden, Einzahlungen in die private Vorsorge „Säule 3a“, Einkäufe in die Pensionskasse oder Krankenkosten.

- *Steuerbares Einkommen nach Bundessteuern*: Nach Abzug der Steuern, die im jeweiligen Einkommensintervall gezahlt wurden, nähert sich diese Grösse dem Konzept des verfügbaren Einkommens zumindest an<sup>33</sup>

Diese Einkommensdefinitionen korrespondieren nicht mit den in Abschnitt 3.1.1 theoretisch definierten Grössen, etwa dem Primäreinkommen (vor Umverteilung) oder dem verfügbaren Einkommen (nach Umverteilung). Vielmehr sind die Masse der ESTV-Daten zwischen diesen beiden Polen anzusiedeln, weil ein Teil der Umverteilung abgebildet ist (Sozialtransfers wie z.B. Renten) ein anderer Teil, nämlich die Steuern auf Kantons- und Gemeindeebene, jedoch nicht.

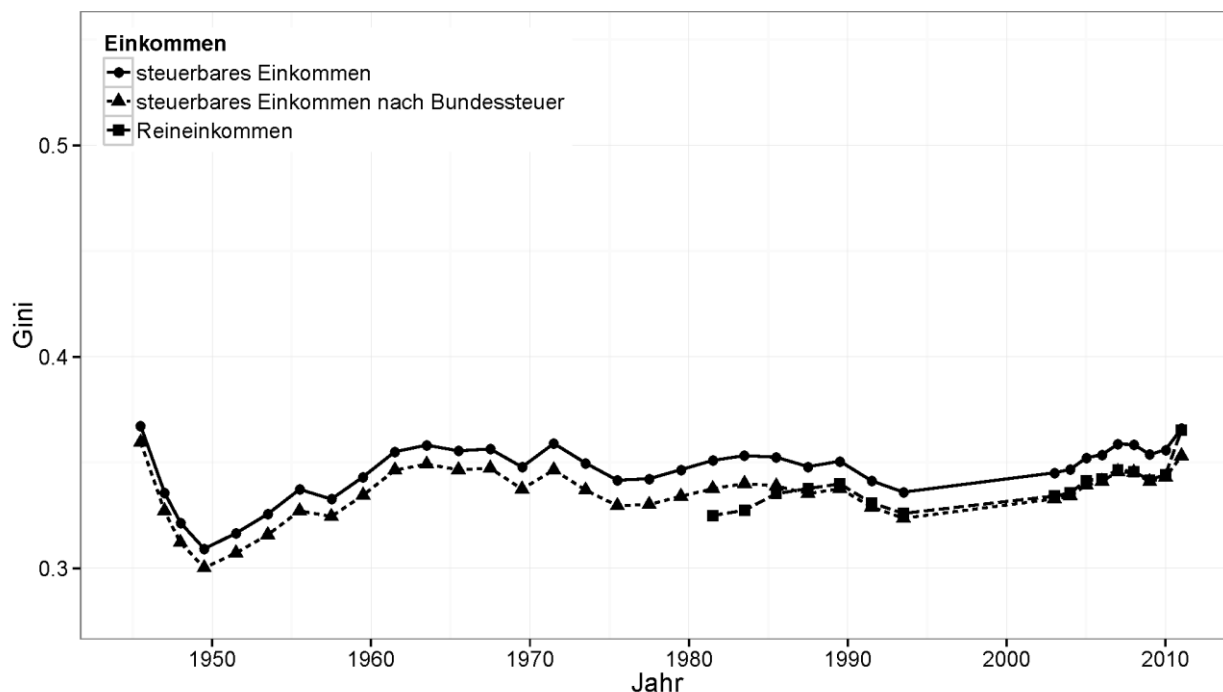
Für die drei vorhandenen Masse wurden Gini-Koeffizienten berechnet. Wie in Abbildung 3-3 zu sehen, ist die verfügbare Zeitspanne aufgrund der wechselnden Dokumentation der ESTV je nach Einkommensart unterschiedlich. Für das steuerbare Einkommen vor und nach Steuern können besonders lange Zeitreihen abgebildet werden (1945 bis 2011). Informationen über das Reineinkommen wurden erst ab 1981/82 archiviert. Die Entwicklung ist für alle drei Reihen annähernd identisch. Kleinere Abweichungen sind in den 1980er-Jahren zu sehen, wo das Reineinkommen leicht gegenläufige Trends zeigt. Die Ursache liegt in geänderten Abzügen und demonstriert, dass diese Reihen sehr vorsichtig interpretiert werden müssen. Allgemein – und erwartbar – wird die Ungleichheit durch das steuerbare Einkommen höher ausgewiesen als durch das Reineinkommen oder das steuerbare Einkommen nach Steuern. Steuern wirken umverteilend durch die Progression, Abzüge dagegen sind absolut und „flach“ und wirken daher degressiv (z.B. Abzüge pro Kind verringern niedrige Einkommen relativ gesehen stärker als hohe Einkommen).

---

<sup>32</sup> Sozialabzüge beinhalten: verheiratet oder alleinerziehend zu sein, Doppelverdienerabzüge, Versicherungsbeiträge, Sparzinsen und Abzüge für Kinder und unterstützte Personen.

<sup>33</sup> Es handelt sich vor allem deshalb nur um eine Annäherung, da nur Bundessteuern abgezogen werden, nicht aber Kantons- und Gemeindesteuern.

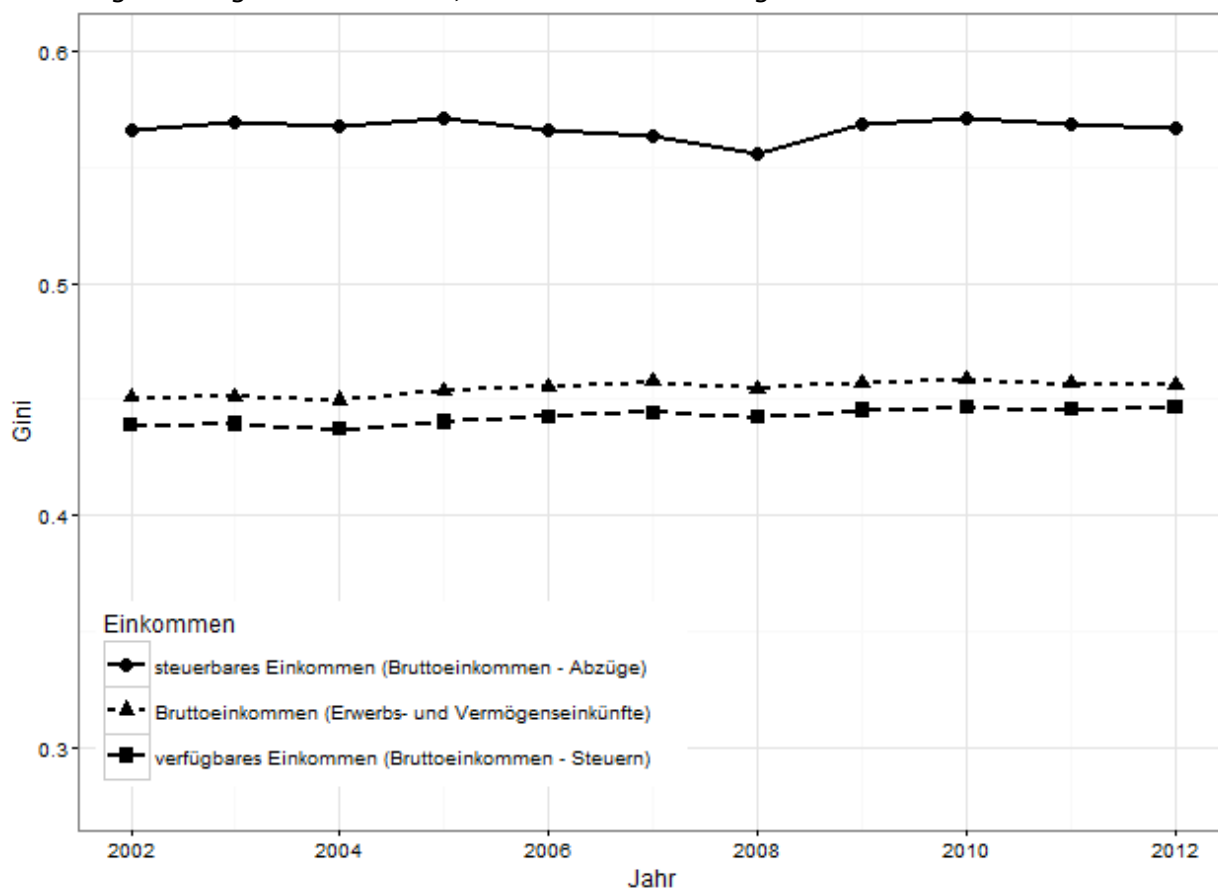
Abbildung 3-3: Ungleichheitstrends mit Einkommen für steuerliche Zwecke



Quelle: Klassierte Steuerstatistiken der Eidgenössischen Steuerverwaltung, eigene Berechnungen, vgl. Tabelle 3-3 für Rohwerte

Anhand der Individual-Steuerdaten des Kantons Bern ist es möglich zu untersuchen, wie stark das steuerbare Einkommen vom verfügbaren Einkommen abweicht, das ja das theoretisch passendste Mass zur Schätzung der Einkommensungleichheit darstellen würde. Zusätzlich zeigen wir in Abbildung 3-4 eine Gini-Zeitreihe basierend auf dem Bruttoeinkommen (alle Einkünfte ohne steuerlichen Abzüge und Steuern). Der Gini-Koeffizient basierend auf dem steuerbaren Einkommen fällt am höchsten aus und die Differenz zum Gini-Koeffizient basierend auf dem verfügbaren Einkommen ist relativ gross (ungefähr 0.1 Gini-Punkte in jedem Jahr). Überraschend ist zudem die Feststellung, dass ein grösserer Teil dieser Differenz auf die steuerlichen Abzüge zurückzuführen ist. Auch das Berücksichtigen von Steuern führen zu einer Differenz. Diese ist jedoch betragsmässig geringer.

Abbildung 3-4: Ungleichheitstrends, steuerbares und verfügbares Einkommen



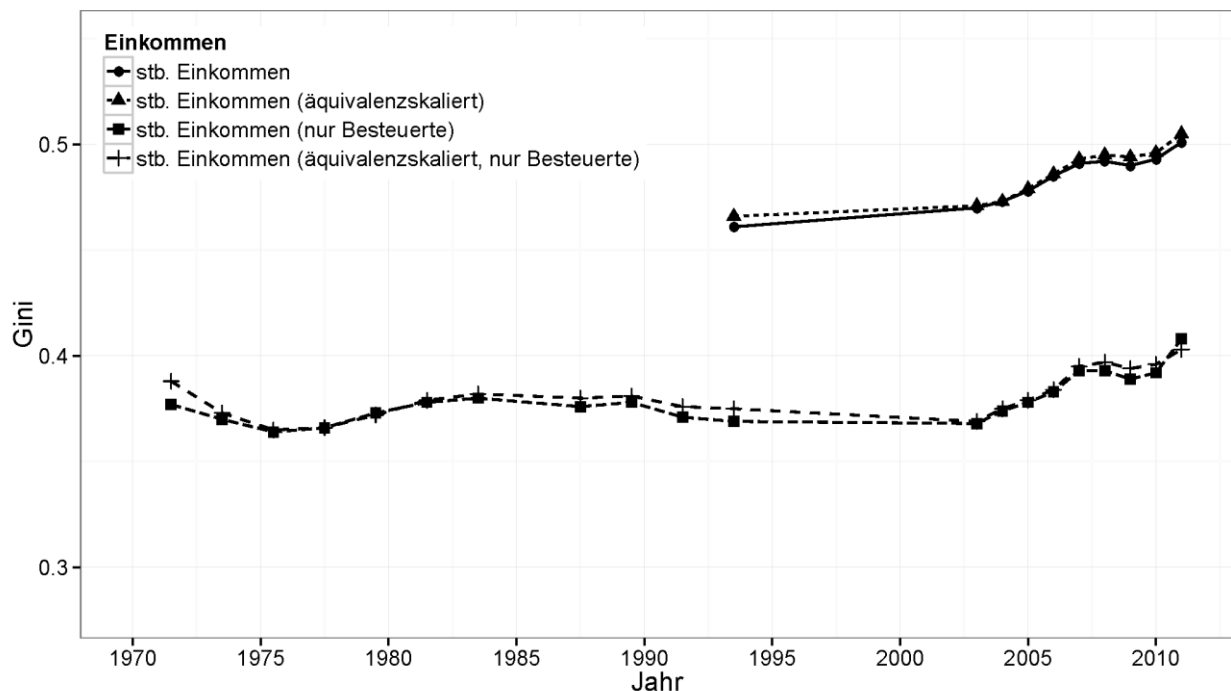
Quelle: Individual-Steuerdaten des Kantons Bern, , eigene Berechnung, vgl. Tabelle 3-4 für Rohwerte

### 3.3.2.2 Steuerbares Einkommen korrigiert mit einer Äquivalenzskala

Studien zu Einkommensungleichheit ziehen häufig das Konzept der Äquivalenzeinkommen heran. Dadurch sollen Skaleneffekte der Haushaltgrösse berücksichtigt werden. Innerhalb der Steuerdaten ist die tatsächliche Haushaltgrösse nicht bekannt und kann nur durch die dokumentierte Anzahl unterstützter Kinder und Personen plus den Ehepartner approximiert werden. Einkommen von Singles werden in diesem Fall durch 1 geteilt (keine Gewichtung). Verheiratete bekommen einen Äquivalenzfaktor von 1.5. Für jedes Kind und jede unterstützte Person wird 0.3 zum Nenner addiert. Durch den Vergleich der Gini Reihen mit und ohne diese „Pseudoäquivalenzskala“ lässt sich ableiten, wie stark die Messung von Ungleichheit durch diese Stellschraube beeinflusst wird. Abbildung 3-4 zeigt den Vergleich für Daten inklusive und exklusive Nicht-Besteuerte (mehr zu Nicht-Besteuerten folgt in Abschnitt 3.3.5.2). Es lässt sich ablesen, dass die Gewichtung keinen nennenswerten Effekt hat, weder auf das Niveau der Ungleichheit noch auf den Trend<sup>34</sup>.

<sup>34</sup> Hier muss jedoch bedacht werden, dass das Konzept von Haushalten suboptimal abgebildet ist. Der tatsächliche Einfluss einer Äquivalenzskalengewichtung könnte auch leicht niedriger oder höher ausfallen.

Abbildung 3-5: Ungleichheitstrends mit und ohne Äquivalenzgewichtung



Quelle: Kennzahlen der Eidgenössischen Steuerverwaltung, vgl. Tabelle 3-5 für Rohwerte

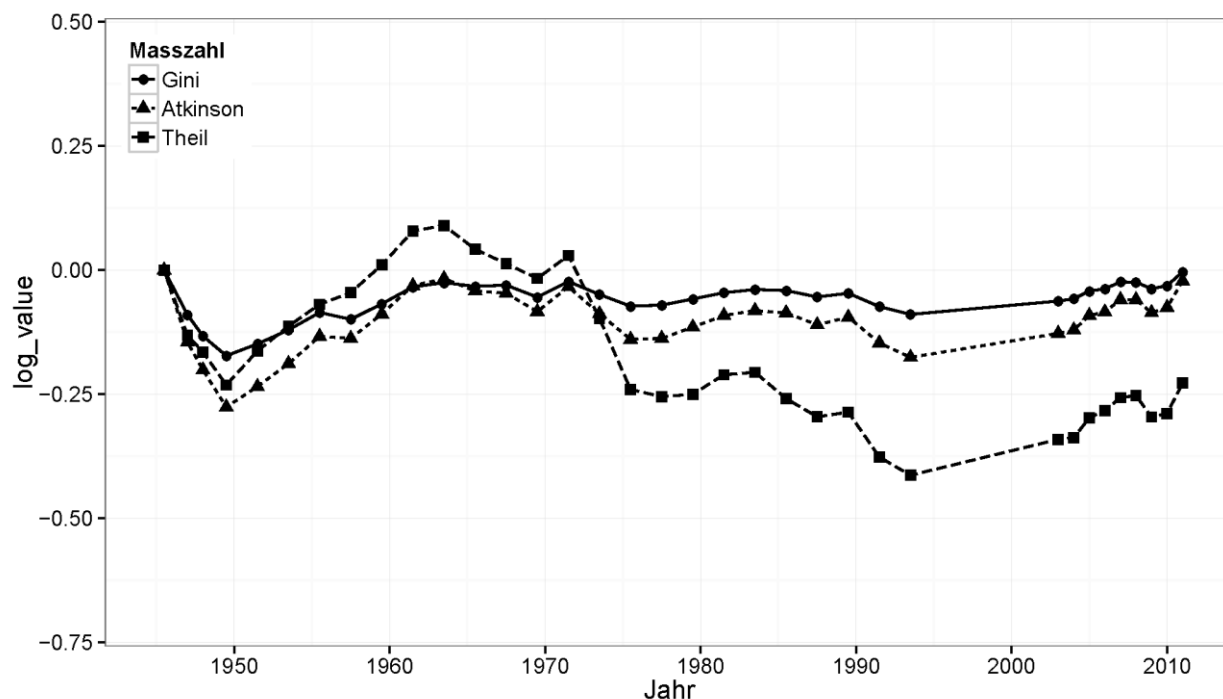
### 3.3.3 Messung von Ungleichheit

In diesem Abschnitt wird untersucht, ob sich die Entwicklung der Ungleichheit unterschiedlich darstellt, wenn verschiedene Ungleichheitsmasse verwendet werden. Die bisher gezeigten Gini-Koeffizienten sind nur sensibel auf Veränderungen im Mittelteil der Einkommensverteilung. Wichtige Änderungen an den Rändern der Verteilung könnten so übersehen werden. Für die Perioden, in denen der Gini-Koeffizient eine Änderung der Ungleichheit anzeigt, ist es zudem spannend zu erfahren, ob dies durch ein Absacken der unteren Einkommen oder eine Aufwertung der Reichen geschehen ist. Daher werden zusätzlich Masse berechnet, die in anderen Teilen der Verteilung sensibel sind (3.3.3.1) und das Analyseinstrumentarium auf die wesentlich detaillierteren relativen Verteilungen erweitert (3.3.3.2).

#### 3.3.3.1 Entwicklung über die Zeit mit Aggregatsmassen (Gini, Atkinson und Theil)

Um die Mittelschicht-Sensitivität des Gini-Koeffizienten zu kontrastieren, berechnen wir zusätzlich den auf Veränderungen für tiefe Einkommen sensitive Atkinson-Index und den für Veränderungen im Bereich der hohen Einkommen sensitive Theil-Index (De Maio, 2007). Für den Atkinson-Index wählen wir für den Ungleichheitsaversionparameter-Epsilon den Wert 1 und für einen alpha-Wert von ebenfalls 1 für den Theil-Index. Damit wählen wir eher mässig extreme Varianten, weil wir die Masszahlen nicht auf Veränderungen ganz an den Rändern der Verteilung justieren möchten. Cowell & Flachaire (2007) zeigen etwa, dass diese Masszahlen übersensitiv werden, wenn hohe Werte für Epsilon  $> 1$  und alpha  $> 1$  gewählt werden.

Abbildung 3-6: Ungleichheitstrends mit unterschiedlichen Masszahlen



Quelle: Klassierte Steuerstatistiken der Eidgenössischen Steuerverwaltung, eigene Berechnungen, vgl. Tabelle 3-6 für Rohwerte

Um die drei berechneten Reihen vergleichbar zu machen werden in Abbildung 3-6 logarithmierte Werte abgetragen und auf ihren Startwert 1945/46 indexiert. Hierdurch ist zwar das Niveau der Werte nicht ablesbar, aber die relative Änderung über die Zeit ist besser vergleichbar. Alle drei Reihen folgen einem sehr ähnlichen Muster, unterscheiden sich jedoch in ihrer Volatilität. Offenbar unterliegen die Ränder der Verteilung stärkeren Veränderungen als die Mitte. Gemäss den starken Schwankungen des Theil-Index ist dies besonders für hohe Einkommen der Fall. Während der 1950er- und 1960er-Jahre sind hohe Einkommen überproportional gewachsen (Theil-Index liegt oberhalb der anderen beiden Masse), in den 1970er- und 1990er-Jahren dagegen haben hohe Einkommen relativ gesehen abgenommen.

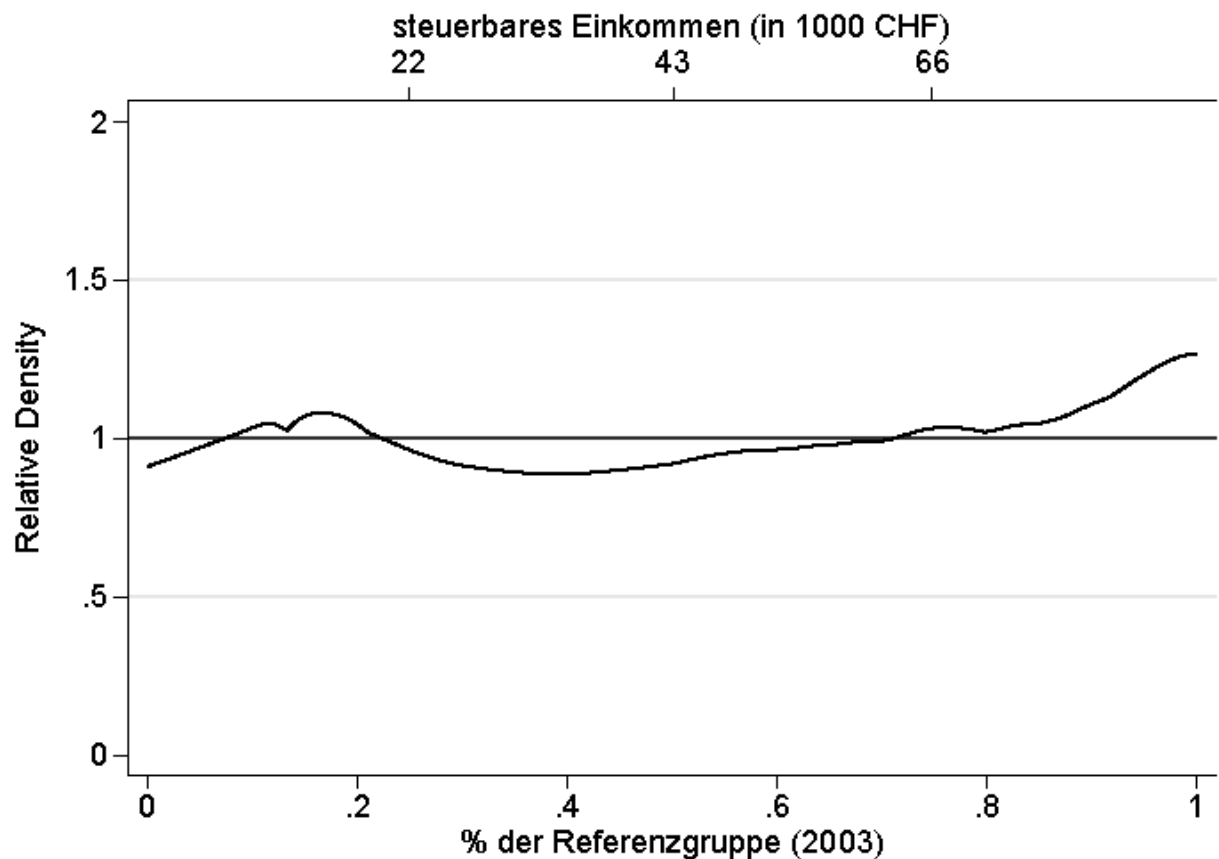
### 3.3.3.2 Entwicklung über die Zeit mit relativen Verteilungen

Der Vergleich der drei Reihen, die in unterschiedlichen Verteilungsbereichen empfindlich sind, gibt eine erste Ahnung über die Dynamik der Ungleichheit. Eine detaillierte Einsicht können darüber hinaus Konzepte der relativen Verteilungen liefern (Handcock & Morris, 1999). Aus den Perzentilen der publizierten ESTV-Kennzahlen lassen sich die Verteilungen näherungsweise abbilden<sup>35</sup>. Exemplarisch wird in Abbildung 3-7 der längste mögliche Zeitraum seit Umstellung des Steuersystems dargestellt (2003-2011). Der Gini-Koeffizient änderte sich in dieser Zeit von 0.47

<sup>35</sup> Die publizierten Kennzahlen eignen sich besser als die Perzentile aus eigenen Berechnungen mit den klassierten ESTV-Daten. Zum einen enthalten sie auch Fälle mit Einkommen unterhalb der Besteuerungsgrenze mit dem jeweils korrekten Einkommen. Zum anderen werden extrem hohe Perzentile genauer abgebildet, wenn diese aus Individualdaten ermittelt wurden.

auf 0.50, was einem moderaten Anstieg der Ungleichheit entspricht. Die vertiefte Analyse der Verteilungen erlaubt nun, zu sehen, wie dieser Anstieg mit der Form einzelner Abschnitte der Verteilungen korrespondiert.

Abbildung 3-7: Entwicklung über die Zeit mit relativer Verteilung, 2011 vs 2003



Quelle: Kennzahlen der eidgenössischen Steuerverwaltung, eigene Berechnungen

Mit der visuellen Darstellung der Veränderung über den gesamten Bereich der Verteilung, wird eine moderate Polarisierung ersichtlich, erkennbar durch eine niedrigere relative Dichte in den mittleren Dezilen (20% bis 70% Dezil). Gleichzeitig ist das Dichteverhältnis in den obersten zwei Dezilen sichtbar höher. Das bedeutet, 2011 gibt es mehr Personen als 2003, die über ein Einkommen verfügen, dass 2003 zu den obersten zwei Dezilen gehört hat.

### 3.3.4 Untersuchungseinheiten

Da die reale Chance, ökonomischen Wohlstand zu erfahren, stark von der Haushaltssituation abhängt, sind zur Messung von Ungleichheit idealerweise Haushalte als Untersuchungseinheiten zu verwenden. In Steuerdaten sind Haushalte nicht direkt abgebildet, da diese zu administrativen Zwecken erhoben wurden und nicht mit dem Ziel einer Ungleichheitsstudie. Stattdessen sind in Steuerdaten Individuen und verheiratete Paare dokumentiert. Verheiratete Paare müssen jedoch nicht zwingend im gleichen Haushalt leben. Häufiger noch ist der Fall, dass unverheiratete Paare

in einem Haushalt zusammenleben. Aus Steuerdaten kann daher nicht direkt das Haushaltseinkommen abgelesen werden, was erwarten lässt, dass hieraus berechnete Ungleichheitsmasse verzerrt sind. Auch die Bestimmung von Trends ist in diesem Zusammenhang problematisch, da die der Verzerrung primär zugrundeliegende Variable (Verheirateten-Quote/Kohabitations-Quote) im letzten Jahrhundert selbst einem recht kontinuierlichen Trend gefolgt ist.

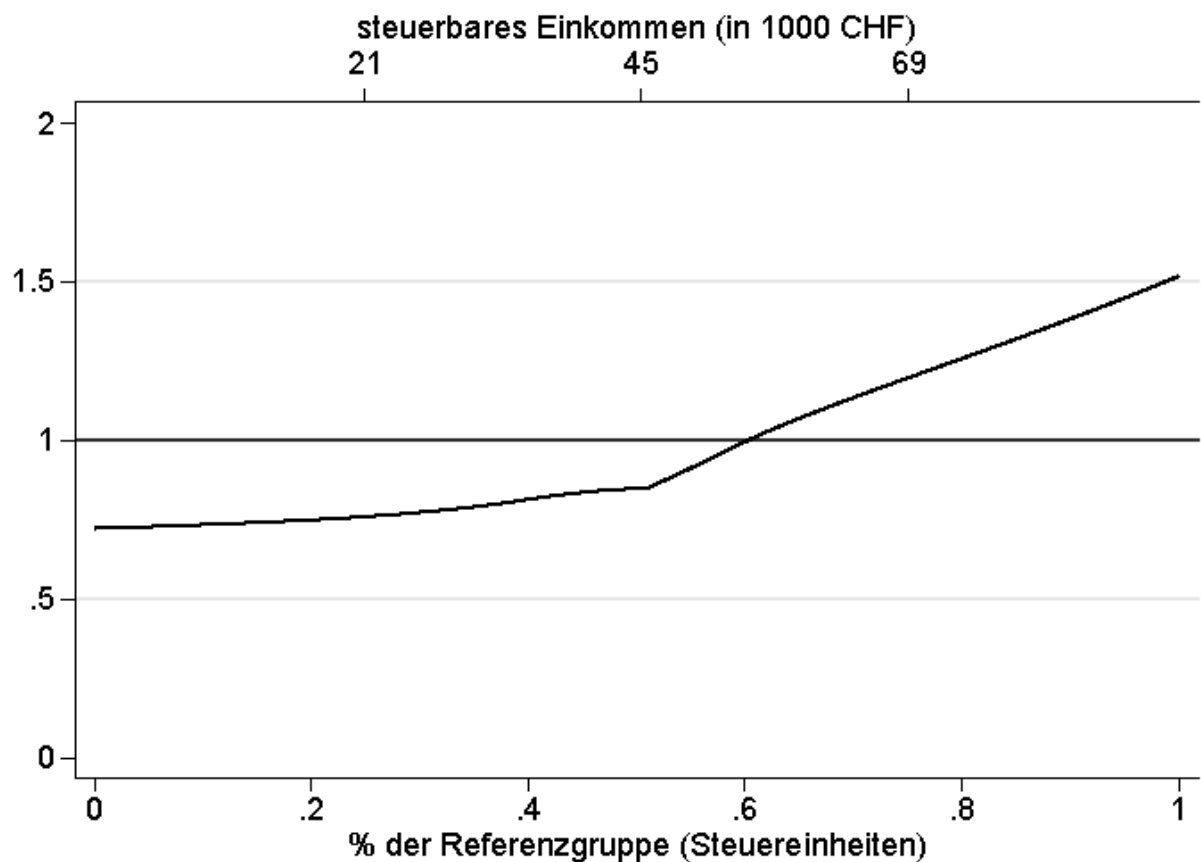
Um den Nutzen von Steuerdaten für die Ungleichheitsanalyse auszuloten ist es nun wichtig, zu bestimmen, wie stark das falsche Haushaltskonzept errechnete Masszahlen verzerrt. Kantonale Steuerdaten des Steueramts Bern eignen sich genau für diesen Zweck. Die Daten sind mit einer Haushalts-ID ergänzt, die aus Personenregisterdaten gebildet wurden. Diese Registerharmonisierung wurde erst in jüngster Zeit vollzogen, daher liegen die Haushaltsinformationen nur für das Jahr 2012 vor. Exemplarisch kann aber für diesen Zeitpunkt differenziert werden, wie sich Ungleichheitsmasse ändern, wenn reale Haushalte (und deren gemeinsames steuerbares Einkommen) statt fiskalische Haushalte als Untersuchungseinheit zugrunde gelegt werden.

Der Vergleich zeigt eine beträchtlich höhere Ungleichheit ( $Gini=0.45$ ) zwischen Steuereinheiten (fiskalische Haushalte) als zwischen realen Haushalten ( $Gini=0.39$ ). Die plausibelste Erklärung hierfür sind zahlreiche fiskalische Singles, die eigentlich das Einkommen mit ihrem Partner teilen (Kohabitation mit einem Hauptverdiener). Fiskalisch tauchen die unverheirateten Partner von Alleinverdienern mit einem steuerbaren Einkommen von 0 auf, erleiden aber dadurch keinen ökonomischen Missstand. Durch Gruppierung der Daten nach Haushalts-ID schrumpft der Anteil der Personen, die alleine leben, von 62,3% auf 37,7%. Die relative Verteilung in Abbildung 3-8 veranschaulicht dieses Ergebnis: in der haushaltsbasierten Verteilung sind niedrige Einkommen unterrepräsentiert im Vergleich zur Einkommensverteilung von Steuereinheiten. Die grössere Wahrscheinlichkeitsmasse liegt im oberen Teil der Verteilung.

Dieser Mechanismus ist vermutlich recht gut für die ganze Schweiz verallgemeinerbar. Für den letzten verfügbaren Zeitpunkt (2011) ist ein ähnlicher Anteil Alleinstehender (62,1%) für die ganze Schweiz dokumentiert. Daraus lässt sich nun schliessen, dass Ungleichheitsmasse, die aus den aggregierten ESTV-Daten berechnet wurden, nach oben verzerrt sind. Ferner ist zu vermuten, dass für Perioden, in denen die Ehe der vorherrschende Lebensentwurf für Paare war, die Verzerrung kleiner ausfällt, da die Überlappung zwischen fiskalischem und realem Haushalt grösser war. Für die letzten Jahrzehnte sollte die Verzerrung nach oben demnach angewachsen sein.



Abbildung 3-8: Vergleich von Verteilungen mit Basis Haushalten vs Steuereinheiten



Quelle: Individual-Steuerdaten des Kantons Bern, eigene Berechnung

### 3.3.5 Repräsentativität und Validität

Umfragedaten laufen rein konzeptionell Gefahr, durch Antwortausfälle nicht repräsentativ oder durch falsche Angaben (z.B. soziale Erwünschtheit) nicht valide zu sein. Diese Bedenken bestehen weit weniger für Steuerdaten. Jeder Schweizer Bürger über 18 (bzw. 20 vor 1996) wird jährlich veranlagt (bzw. alle zwei Jahre vor Umstellung des Steuersystems). In der Theorie liegt durch diesen Prozess eine Vollerhebung der Schweizer Erwachsenenbevölkerung vor und damit eine vollständige Einkommensverteilung. In der Praxis trifft dies jedoch nicht zu 100%. Manche Subpopulationen sind in Steuerdaten für manche Perioden nicht oder unterschiedlich dokumentiert, was zu Ausfällen führt. So lassen sich für Steuerdaten der ESTV Steuereinheiten unterscheiden, die tatsächlich Steuern bezahlen und jenen, die Einkommen unterhalb der Besteuerungsgrenze erzielen („Nicht-Besteuerte“).

Eine weitere Abweichung von der theoretisch idealen Repräsentativität ergibt sich durch fehlende Einkommensangaben. Dies ist sowohl für hohe als auch niedrige Einkommen ein Problem. Sozialhilfe, die von Steuereinheiten mit niedrigen Einkommen bezogen wird, ist nicht in den Steuerdaten enthalten, da diese in der Schweiz nicht besteuert wird. Für 2011 etwa betrifft dies 236'133 Personen<sup>36</sup>. Hohe Einkommen sind vermutlich ebenfalls unvollständig berichtet, da mit

<sup>36</sup> <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/infothek/lexikon/lex/0.topic.1.html>

zunehmendem Einkommen ein Anreiz zur Steuerhinterziehung besteht. Personen, die keine Steuererklärung ausfüllen, sind dagegen eher unproblematisch. Diese tauchen mit einem aus früheren Steuerformularen und Angaben des Arbeitgebers geschätzten Einkommen trotzdem in der Steuerstatistik auf, solange sie in der Schweiz gemeldet sind. Nur nicht registrierte Personen, die keine Steuererklärung abgeben, sind nicht dokumentiert. Schwerwiegender sind jedoch falsch berichtete Einkommen. Feld & Frey (2006) berechneten die Differenz in Primäreinkommen zwischen Zahlen der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung und Zahlen der Steuerbehörden. Die Autoren konnten zeigen, dass das durchschnittliche Niveau der Steuerhinterziehung in der Schweiz von 1965 bis 1995 zwischen 13% und 35% variierte und vor allem durch Hinterziehung von Kapitaleinkommen getrieben ist.

Bezüglich der hier verfügbaren Steuerdaten gibt es zwei potentielle Probleme mit der Repräsentativität, deren Einfluss auf die Ungleichheitsmessung aus den Daten bestimmt werden kann. Erstens, können die Einkommensverteilungen aus Steuer- und Umfragedaten verglichen werden, um zu sehen, ob Steuerdaten die Einkommensextreme besser abdecken. Zweitens, kann quantifiziert werden, wie stark sich Nicht-Besteuerte auf die berechneten Masszahlen auswirken.

#### 3.3.5.1 Vollerhebung im Vergleich zu Stichprobenerhebung

Es wird allgemein angenommen, dass Steuerdaten die Randbereiche der Einkommensverteilung besser abdecken als Umfragedaten, da letztere anfällig für Stichprobenverzerrungen sind. Um diese Hypothese zu prüfen, werden zwei Vergleiche zwischen Steuerdaten und der Haushaltsbudgeterhebung (HABE) durchgeführt. Ein erfolgreicher Vergleich erfordert es, alle anderen Unterschiede zwischen den beiden Datenquellen zu eliminieren. Die Unterschiede sind zum einen verschiedene Einkommensdefinitionen und zum anderen der Umstand, dass Umfragedaten von realen Haushalten ausgehen und Steuerdaten von fiskalischen Haushalten. Da ein perfekter Vergleich mit den vorliegenden Daten nicht möglich ist, werden im Folgenden die zwei besten alternativen Strategien verfolgt:

1. *Vergleich auf bundesweiter Ebene für das Jahr 2011 anhand der ESTV-Kennzahlen und der Haushaltsbudgeterhebung (HABE):* Um die abweichenden Haushaltskonzeptionen in den Griff zu kriegen, werden nur Verheiratete betrachtet. Für diese sollte es eine relativ grosse Übereinstimmung zwischen realem und fiskalischem Haushalt geben. Weiter wird aus den HABE-Daten ein Pseudo-Reineinkommen konstruiert, das vergleichbar zum Reineinkommen der ESTV-Daten ist. Dazu werden vom Total der Einkommen (Lohn, Vermögenseinkünfte und erhaltene Sozialtransfers) Sozialversicherungsbeiträge und Transfers an andere Haushalte abgezogen. Einige Unterschiede lassen sich jedoch nicht beheben. Diese stammen von Abzugsmöglichkeiten, die in den HABE-Daten nicht abgebildet sind. Laut Peters (2005) reduzieren Abzüge das steuerbare Einkommen durchschnittlich um fast

30%. Um etwa so viel unterscheiden sich auch die (Pseudo-)Reineinkommen der ESTV und HABE-Daten. Unter der Annahme, dass Abzüge für alle Steuereinheiten proportional zum Einkommen sind, lässt sich zumindest die Form der beiden Verteilungen vergleichen. Hierzu wird die Verteilung der ESTV-Daten durch den „log of mean location shift“ skaliert. Für einen fairen Vergleich werden Stichprobengewichte der HABE-Daten berücksichtigt<sup>37</sup>.

2. *Vergleich zwischen Steuerdaten und HABE-Daten nur für Bern:* Mit Hilfe der Individualdaten des Berner Steueramts lassen sich sowohl reale als auch fiskalische Haushalte (Steuereinheiten) zugleich beobachten. Um die Vergleichbarkeit zwischen Steuer- und HABE-Daten zu verbessern, werden für die Steuerdaten Haushalte mit mehr als sieben Personen ausgeschlossen. Dies entspricht dem Wert des grössten Berner Haushalts in den HABE-Daten. Der Grund hierfür ist, dass die HABE Erhebung Kollektivhaushalte (z.B. Wohnheime) per Definition ausschliesst, diese in den Steuerdaten jedoch enthalten sind. Verglichen werden nun die Verteilungen der Primäreinkommen, um (a) keine Unterschiede durch Abzüge zu haben wie in den ESTV-Daten, und um (b) eine potentielle Verzerrung durch fehlende Informationen zu erhaltener Sozialhilfe zu vermeiden<sup>38</sup>. Die Strategie hat zwei Nachteile: Zum einen beruht der Vergleich nur auf Bern und nicht auf der gesamten Schweiz. Zum anderen reichen die HABE-Daten nur bis 2011. Haushaltsinformationen für Bern dagegen existieren nur für 2012. Allerdings bestehen keine grossen Unterschiede zwischen der Einkommensverteilungen von 2011 und 2012, so dass ein Vergleich über ein Jahr Zeitdifferenz trotzdem sinnvoll ist.

Abbildung 3-9 zeigt die Ergebnisse der Vergleiche mittels relativer Verteilungen. Die Steuerdaten dienen dabei als Referenzverteilung. Die Verteilungen sind nicht deckungsgleich, was sie wären, wenn beide Datenquellen zu ähnlichen Resultaten führen würden. Die Abweichungen stammen vor allem aus einem „oberen Mittelschichtbias“ innerhalb der HABE-Daten. Für den Vergleich der Verheirateten aus ESTV-Daten sieht die Verzerrung grösser aus als für den Vergleich innerhalb der Berner Daten. Vermutlich wirkt hier ein zweiter Mechanismus: Fehlende Sozialhilfeangaben dünnen den unteren Teil der Steuerdatenverteilung aus. In beiden Vergleichen zeigt sich, dass die Extreme (sehr reich und sehr arm) besser durch Steuerdaten als durch Umfragedaten abgebildet werden. Für die Bestimmung von Ungleichheitsmassen bedeutet das: Eine Überrepräsentierung der oberen Mittelschicht und eine fehlende Masse an den Verteilungsextremen führt *ceteris paribus* zu einer Unterschätzung der Ungleichheit in den HABE-Daten. Der Gini-Koeffizient ist für Berner Steuerdaten 0.06 Punkte höher als für die Berner Umfragedaten (HABE). Die Differenz der Gini-Koeffizienten für die Verheirateten (ESTV vs. HABE-Daten) beträgt 0.19 Punkte<sup>39</sup>. Um diese Unterschiede bezüglich ihrer Tragweite einzuordnen: Die Differenz der Gini-Koeffizien-

<sup>37</sup> Laut Datenbeschrieb führt die Verwendung der Gewichte zu einer repräsentativen Verteilung. In den folgenden

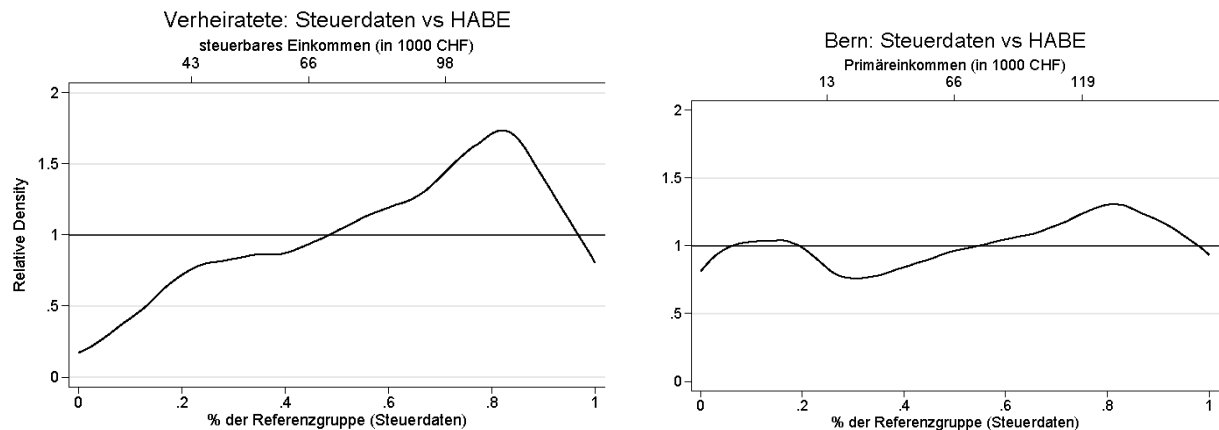
Analysen zeigt sich jedoch, dass die Verwendung keinerlei Bedeutung für die Reduktion des Mittelschichtbias hat

<sup>38</sup> Sozialhilfe ist Bestandteil des Einkommens in den HABE-Daten, nicht jedoch in den Steuerdaten.

<sup>39</sup> Die 0.19 Punkte setzen sich wie beschrieben aus zwei Quellen zusammen: Dem „oberen Mittelschicht-bias“ und den fehlenden Angaben zur Sozialhilfe. Die 0.06 Differenz aus dem Vergleich Berner Daten liegt daher vermutlich näher am gesuchten Parameter, v.a. da Bern als grosser Kanton ein passabler Proxy für die Schweiz ist

ten zwischen Schweden als Referenz für eine starke Umverteilung und Deutschland als „typischer Repräsentant“ eines EU-Landes beträgt nur etwa 0.035 Punkte (EU-SILC, verfügbares Äquivalenzeinkommen).

Abbildung 3-9: Vergleich von Verteilungen aus Befragungs- vs Steuerdaten



Quelle: Klassierte Steuerstatistiken der Eidgenössischen Steuerverwaltung, Individual-Steuerdaten des Kantons Bern und Haushaltsbudgeterhebung (HABE), eigene Berechnung

### 3.3.5.2 Einfluss von Nicht-Besteuerten

Seit 1995/96 berichtet die ESTV auch Informationen über Nicht-Besteuerte. Vor dieser Steuerperiode ist leider nicht dokumentiert, wie viele Steuersubjekte in diese Kategorie fallen. Für die Perioden 1995/96 bis 2011 lässt sich jedoch der Einfluss der Nicht-Besteuerten auf die Bemessung der Ungleichheitsmasse bestimmen.

Abbildung 3-10 zeigt drei Gini Reihen: werden Nicht-Besteuerte ignoriert, fallen Gini-Koeffizienten wenig überraschend deutlich niedriger aus. Die Annahme dagegen, dass das steuerbare Einkommen von Nicht-Besteuerten gleich 0 ist, überschätzt den Gini-Koeffizienten. Die tatsächlichen Einkommenswerte dieser Fälle liegen irgendwo zwischen 0 und der Besteuerungsgrenze. Für die dritte Gini Reihe wurde daher (exemplarisch) für jede nicht-besteuerte Person angenommen, dass sie mittig zwischen 0 und der Besteuerungsgrenze liegt. Hierfür wurde für die unbesteuerte Gruppe 0.5-mal die Besteuerungsgrenze des jeweiligen Jahres (singular) imputiert<sup>40</sup>. Gini-Koeffizienten auf dieser Basis werden etwas moderater ausgewiesen.

Betrachtet man die Situation 2011 genauer, zeigt sich ein weiteres Problem bei der Verwendung der aggregierten ESTV-Daten. Laut den Daten ist der Gini-Koeffizient von 2010 auf 2011 stark gestiegen. Eine Teilerklärung ist zwar die zunehmend ungleiche Verteilung von Einkommen, dar-

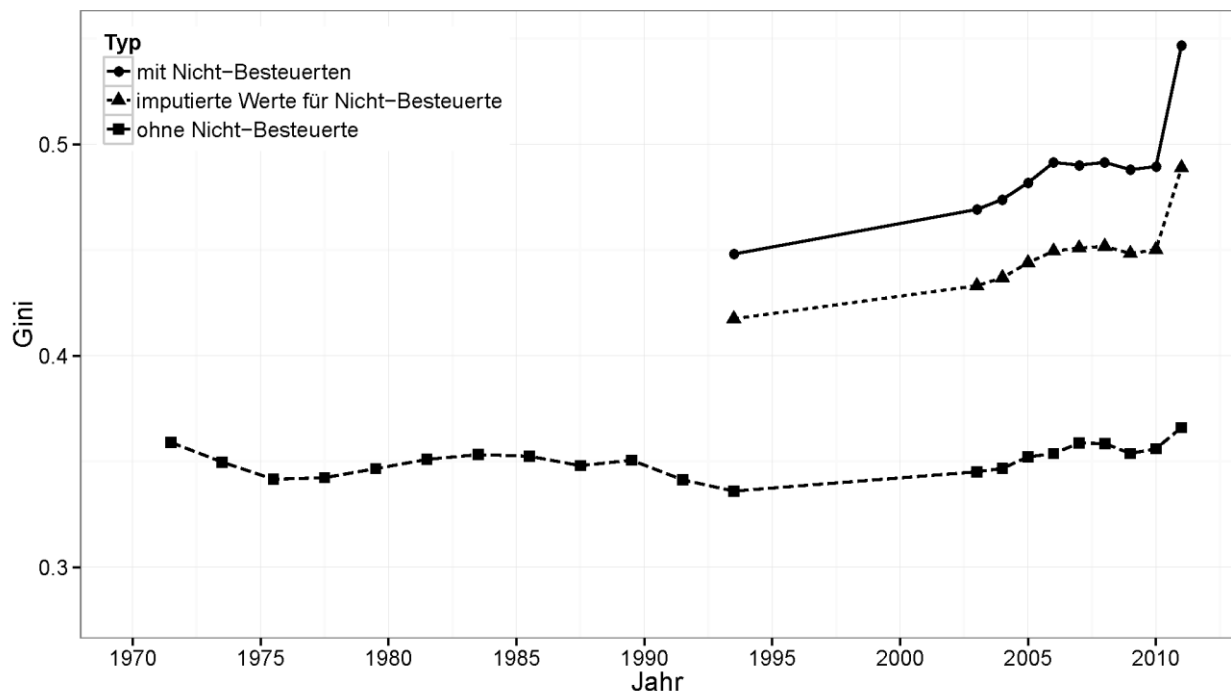
<sup>40</sup> Es gibt zwei Besteuerungsgrenzen, eine für Singles und eine für Verheiratete. Verheiratete unterhalb der Besteuerungsgrenze für Verheiratete sind rar, daher sollte die Besteuerungsgrenze für Singles als grobe Approximation ausreichen. Die Besteuerungsgrenze hat sich 2003 von 14.900 CHF auf 16.100 CHF und 2011 auf 17.700 CHF erhöht. Diese Anpassungen wurden in den Berechnungen berücksichtigt.

über hinaus gab es 2011 jedoch Änderungen im Steuersystem<sup>41</sup>. Ein Blick auf die Zahl der Besteuerten offenbart, dass viele Steuereinheiten am unteren Ende der Verteilung aufgrund höherer Abzüge nicht mehr dokumentiert werden. 2010 fielen 906.500 (20.7%) Normalfälle unter die Besteuerungsgrenze, 2011 kamen mehr als 350.000 Fälle hinzu und die Zahl erhöhte sich auf 1.257.075 (28.5% aller Steuereinheiten). Der Zuwachs erklärt sich durch die angehobene Besteuerungsgrenze und die erhöhten Abzüge und führt insgesamt zu einem künstlich erhöhten Gini-Koeffizienten.

Für frühe Beobachtungszeitpunkte ist die Verzerrung durch Nicht-Besteuerte sogar schlimmer. Zwar werden die Anteile der von der Steuer ausgenommenen Personen vor 1995/96 nicht berichtet, jedoch lassen sich die Anteile als Differenz zwischen der Wohnbevölkerung über 20 und der dokumentierten Zahl Beststeuerter errechnen. Dell, Piketty & Saez (2007) konnten auf diesem Weg zeigen, dass die Abdeckung umso schlechter ist, je weiter die beobachtete Periode zurück liegt. Die Spannweite der Abdeckung reicht von 94% (1993/94) bis 13,7% (1933). Für Analysen zur Ungleichheit sind frühe Perioden daher eher ungeeignet. Für den späteren Zeitraum liegt die Abdeckungsquote zumindest über 50%. Generell ist zu erwarten, dass es sich bei nicht erfassten Fällen tendenziell um Einkommen an den Rändern der Verteilung handelt: sehr kleine Einkommen sind steuerlich nicht bedeutend und werden nicht dokumentiert, sehr hohe Einkommen stiften einen grösseren Anreiz zu falschen Angaben. Es ist daher zu vermuten, dass berechnete Ungleichheitsmasse für frühe Perioden die wahre Situation (mitunter stark) unterschätzen.

<sup>41</sup> Höhere Ansätze für den Abzug von Versicherungsprämien, Zweitverdienerabzug, Kinder- und unterstützte Personen sowie den Verheiratetenabzug.

Abbildung 3-10: Ungleichheitstrends mit und ohne Nicht-Besteuerte



Quelle: Klassierte Steuerstatistiken der Eidgenössischen Steuerverwaltung, eigene Berechnungen, vgl. Tabelle 3-7 für Rohwerte

### 3.4 Diskussion und Schlussfolgerung

Die vorangegangenen Abschnitte haben systematisch die Brauchbarkeit von Steuerdaten in der Schweiz bezüglich der relevanten Dimensionen der Ungleichheitsmessung geprüft. Zunächst wurde skizziert, unter welchen Umständen die Messung von Ungleichheit idealerweise erfolgen sollte, indem theoretische Konzepte zur Definition von ökonomischen Ressourcen, Ungleichheitsmassen, Untersuchungseinheiten und Repräsentativität beschrieben wurden. Im Abgleich mit dem theoretischen Ideal wurden die Vor- und Nachteile von Steuerdaten (v.a. der aggregierten Schweizer Bundessteuerdaten der ESTV) für die Ungleichheitsforschung ausgelotet. Es lässt sich sagen, dass Steuerdaten gewinnbringend für die Ungleichheitsforschung, gleichzeitig aber – gerade für ältere Jahrgänge – vorsichtig zu nutzen sind. Abschliessend erfolgt eine Zusammenfassung über die Tragweite einzelner methodischer Entscheidungen, die ein Forscher im Analyseprozess zu treffen hat (oder muss, weil er keine andere Option hat).

Drei wichtige konzeptionelle Einschränkungen sind bezüglich klassierten Steuertabellen der Schweizer Bundessteuerdaten festzuhalten. Erstens liegen keine Informationen zu Ausgaben vor. Dem gegenüber steht das – hier nicht erreichbare – Ideal, Ungleichheit über die Grössen Einkommen, Vermögen und Ausgaben zu triangulieren. Die verfügbaren Informationen über Einkommen und Vermögen existieren zudem aufgrund ihrer aggregierten Form nur nebeneinander und lassen sich nicht unmittelbar miteinander verknüpfen. Eine Zerlegung der Ungleichheit in einzelne Vermögens- und Einkommenskomponenten (z.B. separate Beiträge von

Erwerbsarbeit und Vermögenseinkünften auf die Ungleichheit zu ermitteln) ist mit Bundessteuerdaten daher nicht möglich. Die zweite wichtige Einschränkung ist das Einkommensmass. Bei den Ziffern der Steuerdaten handelt es sich stets um administrative Grössen, die für die Abwicklung der Steuerveranlagung benötigt werden (Reineinkommen, steuerbares Einkommen). Für Ungleichheitsanalysen sind diese Ziffern insofern unzufriedenstellend, als dass sie weder den Zustand vor (z.B. das Total der Einkommen), noch nach Umverteilung (verfügbares Einkommen) abbilden, sondern irgendetwas dazwischen. Die dritte und markanteste Einschränkung ist die fehlende Information zur Haushaltssituation. Aus Steuerdaten lassen sich einer Person lediglich der Ehepartner, steuerlich abzugsfähige Kinder und unterstützte Personen zuordnen. Dabei bleibt unbekannt, wer tatsächlich zusammen wohnt und Ressourcen teilt. Da die Formen des Zusammenlebens selbst einem starken Trend unterliegen, stellt dies ein grosses Problem bei der Quantifizierung der Ungleichheit im Zeitverlauf dar. Exemplarisch wurde das Ausmass des Problems an den Steuerdaten des Kanton Bern gezeigt, wo Informationen zu tatsächlichen Haushalten vorliegen.

Diesen Nachteilen stehen allerdings auch zwei wichtige Vorteile gegenüber. Die Bundessteuerdaten bilden eine sehr lange Zeitreihe, die aus anderen Quellen nicht verfügbar ist. Trendanalysen sind daher überhaupt erst mit diesen Daten möglich. Die Individualdaten der kantonalen Steuerämter erlauben eine solche Analyse nicht, da in der Regel erst Daten nach der Umstellung auf die Gegenwartsbesteuerung (zwischen 1999 und 2003 je nach Kanton) in digitaler Form – oder überhaupt – vorliegen. Noch wichtiger: Steuerdaten sind im Vergleich zu Survey-Daten nicht mit einem Mittelschichtbias behaftet. Die Analysen zu den Berner Kantonssteuerdaten haben gezeigt, dass die Verzerrung durch eine Überrepräsentation der oberen Mittelschicht sehr stark ist.

Eines der gesteckten Ziele der Arbeit war, die einzelnen Fehlerquellen und Fallstricke in eine gewisse Ordnung bezüglich ihrer Wichtigkeit zu bringen. Betrachtet man jeweils die Spannweite an Ergebnissen, die sich beim Drehen an verschiedenen Stellschrauben ergeben, so zeichnet sich folgendes Bild:

1. Einfluss von Nicht-Besteuerten (grösste beobachtete Differenz zwischen Gini-Koeffizienten:  $\Delta G = 0.12$ )<sup>42</sup>
2. Abweichende Einkommensdefinition ( $\Delta G = 0.10$ )
3. Unterschied zwischen fiskalischem und echtem Haushalt ( $\Delta G = 0.06$ )
4. Berichtigung des Mittelschichtbias ( $\Delta G = - 0.05$ )
5. Verwendung von Äquivalenzgewichtungen ( $\Delta G = 0.01$ )

<sup>42</sup> Maximale Differenz zwischen Punkten der Zeitreihe mit imputierten Werten für Nicht-Besteuerte und der Zeitreihe ohne Nicht-Besteuerte (vgl. Abbildung 3-10).

Gemäss dieser Rangfolge stellt das Fehlen von Informationen über Personen unterhalb der Besteuerungsgrenze das grösste Problem dar. Die Grenze selbst verschiebt sich über die Zeit durch direkte Anhebung der Grenze, aber auch durch Änderungen an steuerwirksamen Abzügen. Zudem liegen Informationen zum Anteil der nicht-besteuerten Personen erst ab der Steuerperiode 1995/96 vor. Eine Korrektur ist generell nicht trivial und nur mit (relativ arbiträren) Annahmen über die Einkommensverteilung der unbeobachteten Fälle möglich. Hier wären für die Zukunft alternative Schätzverfahren für Ungleichheitsmasse wünschenswert, die zumindest die Unsicherheit über die Masszahl einarbeiten. Die zweitgrösste Fehlerquelle ist die abweichende Einkommensdefinition. Das steuerbare Einkommen, das das Kerneinkommen von Steuerdaten bildet, ist weder ein Vor- noch ein Nachtransfereinkommen. Unsere Analyse zeigt, dass der Fehler durch die steuerlichen Abzugsmöglichkeiten sogar grösser ist, wie das Missachten von bezahlten Steuern. Entsprechend wird die Ungleichheit auf Basis des steuerbaren Einkommens überschätzt. Der dritt wichtigste Punkt bei der Nutzung von Steuerdaten ist die Haushaltsdefinition. Haushalte sind in Surveydaten gut abgebildet, in Steuerdaten jedoch nur approximiert über den Ehestatus und Kinder sowie unterstützte Personen. Hierdurch überschätzen Steuerdaten die Ungleichheit. Gleichzeitig sind Trendanalysen verzerrt, da auch die Haushaltskonstellation bzw. der Ehestatus einem langfristigen Trend hin zu weniger Ehen unterliegt. Schliesslich ist die Frage der Repräsentativität ein wichtiger Punkt. Hier gewinnen Forschende mit der Nutzung von Steuerdaten Genauigkeit, weil in Surveydaten durch die Stichprobenbildung Gering- und Spitzenverdiener unterrepräsentiert und die obere Mittelschicht dafür stark überrepräsentiert ist. Hierdurch wird Ungleichheit in Befragungsdaten deutlich unterschätzt. Wenig ins Gewicht fällt die Verwendung einer Äquivalenzgewichtung

Einen eigenen Abschnitt in diesem Kapitel wird der Frage nach der Wahl des Ungleichheitsmasses gewidmet. Diese Frage lässt sich nicht in die Logik der oben gestellten Rangfolge eingliedern, es konnte aber gezeigt werden, dass verschiedene Masszahlen durchaus zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen können. Vor allem lohnt es sich, die Analysen über einen Gini-Koeffizienten hinaus zu erweitern und auf eine Kombination aus Masszahlen zu vertrauen. Es hat sich gezeigt, dass sich die Einkommensverteilung vor allem am oberen Ende stark über die Zeit verändert hat. Der Gini-Koeffizient reagiert auf diesen Mechanismus vergleichsweise schwach, wohingegen der Theil-Index stärker darauf anspricht. Lohnenswert ist darüber hinaus die Änderungen der Verteilung in ihrer Gesamtheit zu betrachten, wie dies etwa mit der Methode der relativen Verteilung möglich ist.



### 3.5 Anhang 3

Tabelle 3-2: Ungleichheitstrends in der Schweiz mit unterschiedlichen Datenquellen, Gini-Koeffizienten

Jahr	ESTV	LIS	HABE	EU-SILC
1945/46	0.37			
1947	0.34			
1948	0.32			
1949/50	0.31			
1951/52	0.32			
1953/54	0.33			
1955/56	0.34			
1957/58	0.33			
1959/60	0.34			
1961/62	0.36			
1963/64	0.36			
1965/66	0.36			
1967/68	0.36			
1969/70	0.35			
1971/72	0.36			
1973/74	0.35			
1975/76	0.34			
1977/78	0.34			
1979/80	0.35			
1981/82	0.35	0.31		
1983/84	0.35			
1985/86	0.35			
1987/88	0.35			
1989/90	0.35			
1991/92	0.34	0.31		
1993/94	0.34			
2000		0.28	0.29	
2001			0.26	
2002		0.27	0.27	
2003	0.35		0.26	
2004	0.35	0.27	0.27	
2005	0.35		0.27	
2006	0.35		0.27	
2007	0.36		0.29	0.30
2008	0.36		0.28	0.31
2009	0.35		0.28	0.31
2010	0.36		0.28	0.30
2011	0.37		0.28	0.30

Quelle: Luxembourg Income Study (LIS), Haushaltsbudgeterhebung (HABE), Europäische Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC)

Tabelle 3-3: Ungleichheitstrends mit Einkommen für steuerliche Zwecke, Gini-Koeffizienten

Jahr	Steuerbares Einkommen	Rein-einkommen	steuerbares Einkommen nach Bundessteuer
1945/46	0.37		0.36
1947	0.34		0.33
1948	0.32		0.31
1949/50	0.31		0.30
1951/52	0.32		0.31
1953/54	0.33		0.32
1955/56	0.34		0.33
1957/58	0.33		0.33
1959/60	0.34		0.34
1961/62	0.36		0.35
1963/64	0.36		0.35
1965/66	0.36		0.35
1967/68	0.36		0.35
1969/70	0.35		0.34
1971/72	0.36		0.35
1973/74	0.35		0.34
1975/76	0.34		0.33
1977/78	0.34		0.33
1979/80	0.35		0.33
1981/82	0.35	0.33	0.34
1983/84	0.35	0.33	0.34
1985/86	0.35	0.34	0.34
1987/88	0.35	0.34	0.34
1989/90	0.35	0.34	0.34
1991/92	0.34	0.33	0.33
1993/94	0.34	0.33	0.32
2003	0.35	0.33	0.33
2004	0.35	0.34	0.33
2005	0.35	0.34	0.34
2006	0.35	0.34	0.34
2007	0.36	0.35	0.35
2008	0.36	0.35	0.35
2009	0.35	0.34	0.34
2010	0.36	0.34	0.34
2011	0.37	0.37	0.35

Quelle: Klassierte Steuerstatistiken der ESTV, eigene Berechnungen

Tabelle 3-4: Ungleichheitstrends, steuerbares und verfügbares Einkommen, Gini-Koeffizienten

Jahr	steuerbares Einkommen	Brutto-einkommen	verfügbares Einkommen
2002	0.45	0.57	0.44
2003	0.45	0.57	0.44
2004	0.45	0.57	0.44
2005	0.45	0.57	0.44
2006	0.46	0.57	0.44
2007	0.46	0.56	0.44
2008	0.45	0.56	0.44
2009	0.46	0.57	0.45
2010	0.46	0.57	0.45
2011	0.46	0.57	0.45
2012	0.46	0.57	0.45

Quelle: Individual-Steuerdaten des Kantons Bern, eigene Berechnungen

Tabelle 3-5: Ungleichheitstrends mit und ohne Äquivalenzskalierung, Gini-Koeffizienten

Jahr	stb. Einkommen	stb. Einkommen (skaliert)	stb. Einkomme nur Besteuerte	stb. Einkomme, nur Besteuerte (skaliert)
1971/72	0.377	0.388		
1973/74	0.370	0.373		
1975/76	0.364	0.365		
1977/78	0.366	0.366		
1979/80	0.373	0.372		
1981/82	0.378	0.379		
1983/84	0.380	0.382		
1987/88	0.376	0.380		
1989/90	0.378	0.381		
1991/92	0.371	0.376		
1993/94	0.369	0.375	0.461	0.466
2003	0.368	0.369	0.470	0.471
2004	0.374	0.375	0.473	0.473
2005	0.378	0.379	0.478	0.479
2006	0.383	0.384	0.485	0.486
2007	0.393	0.395	0.491	0.493
2008	0.393	0.397	0.492	0.495
2009	0.389	0.394	0.490	0.494
2010	0.392	0.396	0.493	0.496
2011	0.408	0.403	0.501	0.505

Quelle: Kennzahlen der ESTV

Tabelle 3-6: Ungleichheitstrends mit unterschiedlichen Masszahlen

Jahr	Gini	Atkinson	Theil
1945/46	0.37	0.20	0.34
1947	0.34	0.18	0.29
1948	0.32	0.17	0.28
1949/50	0.31	0.16	0.27
1951/52	0.32	0.16	0.29
1953/54	0.33	0.17	0.30
1955/56	0.34	0.18	0.31
1957/58	0.33	0.18	0.32
1959/60	0.34	0.19	0.34
1961/62	0.36	0.20	0.36
1963/64	0.36	0.20	0.37
1965/66	0.36	0.20	0.35
1967/68	0.36	0.20	0.34
1969/70	0.35	0.19	0.33
1971/72	0.36	0.20	0.35
1973/74	0.35	0.19	0.30
1975/76	0.34	0.18	0.26
1977/78	0.34	0.18	0.26
1979/80	0.35	0.18	0.26
1981/82	0.35	0.19	0.27
1983/84	0.35	0.19	0.27
1985/86	0.35	0.19	0.26
1987/88	0.35	0.18	0.25
1989/90	0.35	0.19	0.25
1991/92	0.34	0.18	0.23
1993/94	0.34	0.17	0.22
2003	0.35	0.18	0.24
2004	0.35	0.18	0.24
2005	0.35	0.19	0.25
2006	0.35	0.19	0.25
2007	0.36	0.19	0.26
2008	0.36	0.19	0.26
2009	0.35	0.19	0.25
2010	0.36	0.19	0.25
2011	0.37	0.20	0.27

Quelle: Klassierte Steuerstatistiken der ESTV, eigene Berechnungen

Tabelle 3-7: Ungleichheitstrends mit und ohne Nicht-Besteuerten, Gini-Koeffizienten

Jahr	Mit und ohne Besteuerten	Mit und ohne Besteuerten (imputiert)	Nur mit Besteuerten
1945/46			0.37
1947			0.34
1948			0.32
1949/50			0.31
1951/52			0.32
1953/54			0.33
1955/56			0.34
1957/58			0.33
1959/60			0.34
1961/62			0.36
1963/64			0.36
1965/66			0.36
1967/68			0.36
1969/70			0.35
1971/72			0.36
1973/74			0.35
1975/76			0.34
1977/78			0.34
1979/80			0.35
1981/82			0.35
1983/84			0.35
1985/86			0.35
1987/88			0.35
1989/90			0.35
1991/92			0.34
1993/94	0.45	0.42	0.34
2003	0.47	0.43	0.35
2004	0.47	0.44	0.35
2005	0.48	0.44	0.35
2006	0.49	0.45	0.35
2007	0.49	0.45	0.36
2008	0.49	0.45	0.36
2009	0.49	0.45	0.35
2010	0.49	0.45	0.36
2011	0.55	0.49	0.37

Quelle: Klassierte Steuerstatistiken der ESTV, eigene Berechnungen

Tabelle 3-8: Testübersicht nach methodischen Bereichen

Methodischer Bereich	Empirischer Test	Methode	Daten
Einkommens-Definition	(1) Einkommen für steuerliche Zwecke	Gini-Koeffizienten-Zeitreihen (eigene Berechnungen)	Klassierte Steuerstatistiken ESTV – Normalfälle ohne Nicht-Besteuerte – unterschiedliche Einkommen - Individual-Steuerdaten des Kantons Bern
	(2) Äquivalenskala basierend auf Angaben für Steuern	Gini-Koeffizienten-Zeitreihen	Kennzahlen der ESTV – Normalfälle mit und ohne Nicht-Besteuerte – steuerbares Einkommen
Ungleichheits-Masse	(3) Entwicklung über die Zeit mit Aggregatmasszahlen	Zeitreihen für Gini-Koeffizienten, Theil und Atkinson Index, (eigene Berechnungen)	Klassierte Steuerstatistiken – Normalfälle ohne Nicht-Besteuerte – steuerbares Einkommen
	(4) Entwicklung über die Zeit mit relativen Verteilungen	Relative Verteilung basierend auf Perzentilen, (eigene Berechnungen)	Kennzahlen der ESTV – Alle Steuersubjekte – steuerbares Einkommen
Untersuchungseinheiten	(5) Untersuchungseinheiten	Differenzen von Gini-Koeffizienten, relative Verteilung (eigene Berechnungen)	Individual-Steuerdaten des Kantons Bern – Alle Steuersubjekte – steuerbares Einkommen
Repräsentativität	(6) Vollerhebung im Vergleich zu Stichprobenerhebung	Differenzen von Gini-Koeffizienten, relative Verteilung (eigene Berechnungen)	Individual-Steuerdaten des Kantons Bern und Subsample für Bern aus der HABE-Primäreinkommen
	(7) Einfluss von Nicht-Besteuerten	Gini-Koeffizienten-Zeitreihen (eigene Berechnungen)	Klassierte Steuerstatistiken – Normalfälle mit und ohne Nicht-Besteuerte – steuerbares Einkommen

## 4 Ungleichheit und Umverteilung über das Steuersystem

Umverteilung von finanziellen Ressourcen ist ein Mittel, um durch den Markt entstandene Ungleichheiten zu reduzieren, indem ökonomische Güter gleichmässiger verteilt werden. Umverteilung kann ein eigenständiges gesellschaftliches Ziel zur Reduktion gesellschaftlicher Ungleichheiten darstellen. Dieser Auffassung kann die klassische ökonomische Literatur gegenüber gestellt werden, die befürchtet, Umverteilung bremse das Wirtschaftswachstum, weil Steuern und Sozialleistungen die Arbeits – und Investitionsanreize senke (Lazear & Rosen, 1981; Okun, 2015). Neuere empirische Studien hinterfragen aber diese klassische Sichtweise (OECD, 2008; Ostry, Berg & Tsangarides, 2014), indem sie aufzeigen, dass zu grosse Ungleichheit schädlich für das Wirtschaftswachstum ist und Umverteilungsmassnahmen das Wachstum nur unwesentlich bremsen. Aus einer Reduktion von Ungleichheit kann schliesslich sogar ein positiver Gesamteffekt für das Wachstum resultieren. Erklärt wird dies etwa mit der Verbesserung der Situation von einkommensschwachen Bevölkerungsschichten, denen über Sozialleistungen ermöglicht wird, in Gesundheit und Bildung zu investieren (Galor & Moav, 2004). Die Reduktion von Ungleichheit kann damit auch als wirtschaftlicher Erfolgsfaktor eines Landes gesehen werden. Vor dem Hintergrund, dass die jüngste Zunahme der Ungleichheit in vielen Ländern nicht auf eine Zunahme marktbedingter Ungleichheit zurückzuführen ist, sondern auf einen Rückzug des Staates und dessen umverteilende Massnahmen (OECD, 2011, 2015), erstaunt es nicht, dass die Erforschung der Effekte des Wohlfahrtsstaats für die Verteilung von finanziellen Ressourcen jüngst wieder an Bedeutung gewonnen hat.

Studien zur Umverteilung fokussieren in der Regel auf die Wirkung staatlicher Institutionen. Die wichtigsten Instrumente der Umverteilung sind Sozialleistungen und das Steuersystem. Das Ausmass der Umverteilung kann durch den Vergleich der Ungleichheit der Markteinkommen und der Ungleichheit der Einkommen nach den staatlichen Massnahmen ermittelt werden (OECD, 2011). Dabei umfassen die Markteinkommen alle Einkommen aus Aktivitäten am Markt. Dazu gehören die Einkommen aus Erwerbstätigkeit und von Vermögen (Vermietung, Dividenden, etc.). Die Einkommen nach den staatlichen Massnahmen umfassen die zusätzlichen Einkommen aus Sozialleistungen und es werden die bezahlten Steuern abgezogen. Häufig wird das Ausmass der Ungleichheit mit dem Gini-Koeffizienten beziffert. Umverteilung kann mit der Differenz der Gini-Koeffizienten vor und nach staatlichen Eingriffen quantifiziert werden (Reynolds & Smolensky, 1977). Tabelle 4-1 zeigt die aktuellsten verfügbaren Zahlen zur Ungleichheit der Markteinkommen und der Einkommen nach staatlichen Massnahmen in 30 Ländern der OECD sowie die Umverteilung einmal als absolute Differenz gemessen und einmal im Verhältnis zur Ungleichheit der Markteinkommen. Aus der Tabelle wird ersichtlich, dass die Umverteilung über Steuern und Sozialleistungen in vielen Ländern zu einer erheblichen Reduktion der Ungleichheit beiträgt. Es ist zudem weiter zu erkennen, dass das Ausmass der Umverteilung über alle betrachteten Länder stark variiert.

Ein Teil der nationalen Unterschiede hinsichtlich der Umverteilung kann durch die Ausgestaltung der wohlfahrtsstaatlichen Institutionen erklärt werden. Verschiedene Studien zeigen einen Zusammenhang zwischen der Sozialleistungsquote und der Reduktion von Ungleichheit auf (Immervoll & Richardson, 2011; Kenworthy, 2011). Je grösser der Anteil der Sozialausgaben am Bruttoinlandsprodukt, desto stärker ist die Umverteilung im Rahmen der Sozialleistungen. Entsprechend kann die Schlussfolgerung gezogen werden, dass ein Ausbau des Sozialstaates mit mehr Umverteilung verbunden ist. Länder wie beispielsweise Tschechien erreichen jedoch ebenfalls viel Umverteilung mit vergleichsweise geringen Sozialausgaben (Marx & Van Rie, 2014: 244). Umverteilung ist entsprechend nicht alleine eine Frage der Höhe der Sozialausgaben, sondern auch eine Frage der konkreten Ausgestaltung der einzelnen Instrumente. Wenn der Wohlfahrtsstaat etwa gezielt Leistungen für Einkommensgruppen mit sehr tiefen Einkommen bereit stellt und sehr hohe Einkommen stark besteuert, findet viel Umverteilung mit vergleichsweise wenig Sozialausgaben statt. Die OECD spricht sich etwa besonders für den Ausbau von Massnahmen aus, die gezielt einkommensschwache Bevölkerungsgruppen zugutekommen sollen (OECD, 2008, 2011, 2015). Darüber, ob Umverteilung nicht sogar weniger effektiv ist, je spezifischer die Instrumente auf einkommensschwache Gruppen abzielen, wird allerdings debattiert (Marx, Salanauskaite & Verbist, 2013). Korpi & Palme (1998) wiesen erstmals auf das „Paradox der Umverteilung“ hin. Erklärt wird das Paradox damit, dass die Spezifität einer Leistung zu einer Stigmatisierung bei deren Beanspruchung führen kann (Van Oorschot, 2002) und einige Anspruchsberechtigte deshalb auf die Leistungen verzichten. Gleichzeitig werden Leistungen, die nur für Einkommensschwache vorgesehen sind, im Rahmen des tagespolitischen Geschäftes eher gekürzt, weil es Einkommensschwachen weniger gut gelingt, politisch ihre Interessen durchzusetzen.

Der Vergleich der Einkommensverteilung vor und nach staatlichen Eingriffen ist ein erster Hinweis zur Beurteilung des Ausmasses der Umverteilung. Es bleibt damit jedoch verborgen, welche Bedeutung den einzelnen Instrumenten zukommt. Neuere Verteilungsstudien fokussieren deswegen auf eine Dekomposition der Umverteilungseffekte, aus der abgelesen werden kann, auf welche einzelnen Sozialleistungen bzw. welche Steuern die Umverteilung zurückgeführt werden kann<sup>43</sup>. Wang, Caminada & Goudswaard (2014) zeigen anhand eines 20 Länder umfassenden Vergleichs auf der Basis der Luxembourg Income Study auf, dass etwa 75% des Umverteilungseffektes auf Sozialleistungen zurückzuführen ist und 25% auf direkte Einkommenssteuern. Mit der Erweiterung der Analyse über die Zeit (1985 bis 2005) wird ferner ersichtlich, dass die Steuern

<sup>43</sup> Das Ausmass der Umverteilung, wie es aus dem Vergleich der Ungleichheit der Markteinkommen und der verfügbaren Einkommen erkenntlich wird, kann auch von demographischen Faktoren beeinflusst sein. In Gesellschaften mit hohem Anteil an Rentnern fällt die gemessene Umverteilung hoch aus, weil Renten in der Regel als Sozialleistungen gelten. Umverteilung wird zudem ebenso durch die wirtschaftliche Situation beeinflusst. Bei einer wirtschaftlichen Krise mit hoher Arbeitslosigkeit steigt entsprechend die Notwendigkeit, mehr Sozialleistungen zu sprechen. Schliesslich beeinflusst auch die Verteilung der Einkommen vor staatlichen Eingriffen in welchem Ausmass Umverteilung stattfindet. Bei einem progressiven Steuersystem führt eine ungleichere Verteilung der Markteinkommen automatisch zu mehr Umverteilung durch Steuern (Immervoll & Richardson, 2011).



an Bedeutung verloren haben, während die Sozialleistungen für die Umverteilung wichtiger geworden sind. Wird der Umverteilungseffekt für verschiedene Sozialleistungen aufgeschlüsselt, ist einsehbar, dass etwa die Hälfte des Umverteilungseffektes auf die Zahlungen im Rahmen der Altersvorsorge entfällt. Diese gewinnen an Bedeutung, weil sich die meisten westlichen Gesellschaften in einem demographischen Alterungsprozess befinden. Immervoll & Richardson (2011) führten eine ähnliche Studie durch, allerdings grenzten sie die Analyse auf Haushalte im Erwerbsalter ein, um diese demographischen Effekte zu kontrollieren. Auf dieser Basis stellen sie fest, dass der umverteilende Effekt des Wohlfahrtsstaates als Ganzes schwächer geworden ist, während auch sie dem Sozialleistungssystem eine grössere Bedeutung zuschreiben als den Steuern. Dies, obwohl letztere vom Gesamtvolumen her sehr viel umfassender ausfallen.

Während komparative Länderstudien eine Gesamtschau der Wohlfahrtsstaatlichen Entwicklung ermöglichen, so sind solche Studien doch durch die Notwendigkeit einer harmonisierten Datenbasis in ihren Möglichkeiten der Analyse auf den kleinsten gemeinsamen Nenner eingeschränkt. Erkenntnisse zur Funktionsweise einzelner Instrumente sind damit nur bedingt möglich. Länderspezifische Studien bieten demgegenüber die Chance, ins Detail gehen zu können und daraus für das Allgemeine zu lernen. Diesem Ansatz folgend zeigt der vorliegende Beitrag auf, welche Erkenntnisse hinsichtlich der Umverteilungseffekte von Steuern anhand einer bisher selten genutzten Datenbasis gewonnen werden kann. So stützt sich die vorliegende Studie auf Individualsteuerdaten ab. Steuerdaten bieten den Vorteil, dass sie die Gesamtheit der Bevölkerung umfassender abdecken können als Befragungsdaten und die Resultate daher nicht durch unzureichende Stichprobenbildung verzerrt sind (vgl. ausführlicher Kapitel 3). Auf dieser Basis können neue Erkenntnisse in dreierlei Hinsicht gewonnen werden. Erstens bietet die Verwendung einer neuen Datenbasis die Möglichkeit bisherige Resultate zur Entwicklung der Ungleichheit und dem Ausmass der Umverteilung zu überprüfen. Zweitens zeichnet sich das Schweizer Steuersystem dadurch aus, dass direkte Steuern gemäss der föderalen Struktur dezentral auf drei Ebenen erhoben werden (Bund, Kanton und Gemeinde). Damit kann untersucht werden, welche Verteilungseffekte mit Einkommens- und Vermögenssteuern auf unterschiedlichen föderalen Stufen verbunden sind und wie sich diese im Zeitraum von 2001 bis 2011 verändert haben. In diesem Zeitraum hat sich der Steuerwettbewerb intensiviert, was zu Anpassungen der Steuersätze und zur Migration von mobilen Gutverdienenden führte. Es ist daher von Interesse, ob und wie sich die umverteilende Wirkung von Steuern in diesem Zeitraum verändert hat und ob sich der abnehmende Effekt der umverteilenden Wirkung von Steuern, wie er in international komparativen Länderstudien identifiziert wurde, auch in einer nationalen Detailstudie auf der Basis von Steuerdaten zeigt. Drittens verfügen die verwendeten Individual-Steuerdaten über detaillierte Informationen zum Prozess der Steuerveranlagung. Damit kann untersucht werden, inwiefern steuerliche Abzüge die umverteilende Wirkung von direkten Steuern beeinflussen, welche davon eher einkommensschwache, welche einkommensstarke Gruppen begünstigen und welche die Mittelschicht.

Tabelle 4-1: Ungleichheit und Umverteilung in 30 Ländern der OECD, 2012

Länder	Ungleichheit, G1 Markteinkommen (vor Steuern und Sozialleistungen)	Ungleichheit, G2 verfügbare Einkommen (nach Steuern und Sozialleistungen)	Umverteilung $\Delta$ (G1-G2)	Umverteilung $\Delta$ -%
Ireland	0.58	0.30	0.28	47.8%
Finland	0.49	0.26	0.23	46.7%
Slowenien	0.47	0.25	0.22	46.4%
Belgien	0.49	0.27	0.22	45.1%
Österreich	0.50	0.28	0.22	44.2%
Tschechien	0.46	0.26	0.20	43.7%
Dänemark	0.44	0.25	0.19	42.9%
Deutschland	0.50	0.29	0.21	42.3%
Frankreich	0.52	0.31	0.21	40.9%
Ungarn	0.49	0.29	0.20	40.4%
Griechenland	0.57	0.34	0.23	40.2%
Luxemburg	0.50	0.30	0.20	39.8%
Slowakei	0.41	0.25	0.16	39.3%
Norwegen	0.41	0.25	0.16	38.3%
Portugal	0.54	0.34	0.20	36.9%
Schweden	0.43	0.27	0.16	36.4%
Polen	0.47	0.30	0.17	35.9%
Italien	0.51	0.33	0.18	35.8%
Island	0.40	0.26	0.14	35.6%
Spanien	0.51	0.34	0.18	34.4%
Estland	0.49	0.34	0.15	30.9%
Holland	0.40	0.28	0.12	30.1%
Australien	0.46	0.33	0.14	29.6%
Neuseeland	0.46	0.33	0.13	27.8%
USA	0.51	0.39	0.12	24.0%
Israel	0.48	0.37	0.11	22.9%
Schweiz	0.37	0.29	0.08	22.6%
Korea	0.34	0.31	0.03	9.2%
Türkei	0.42	0.40	0.02	5.2%
Mexico	0.47	0.46	0.02	3.2%

Quelle: OECD Dataset: Income Distribution and Poverty, eigene Darstellung

Methodisch stützt sich dieser Artikel auf einen sequentiellen Ansatz der Umverteilungsdekomposition ab, der den Gini-Koeffizienten verwendet und der es erlaubt, den Beitrag einzelner Steuer- und Abzugskomponenten zur Umverteilung zu identifizieren. Darüber hinaus werden Umverteilungseffekte in vertikale Progressionseffekte und horizontale Effekte der Neuordnung unterschieden. Horizontale Effekte der Neuordnung treten dann auf, wenn Haushalte mit ähnlicher finanzieller Ausgangssituation unterschiedlich stark besteuert werden, weshalb sie die Plätze in der sortierten Einkommensverteilung durch die Besteuerung tauschen. Solche Effekte reduzieren das potentielle Ausmass an Umverteilung. Es ist daher wichtig, unterscheiden zu können, inwiefern das Steuersystem zu einer Reduktion von Ungleichheit führt und inwiefern es horizontale Effekte der Neuordnung hervorbringt

Der Beitrag ist im Weiteren wie folgt gegliedert. Abschnitt 4.1 gibt einen theoretischen Überblick zur Literatur, die den aktuellen Forschungsstand in Bezug auf die umverteilende Wirkung von Steuern beschreibt. Abschnitt 4.2 informiert über die verwendete Datenbasis, die Definition von Einkommen, Steuern und Abzügen sowie die methodische Vorgehensweise, die es ermöglicht, umverteilende Effekte in vertikale Progressionseffekte und horizontale Effekte der Neuordnung zu unterscheiden. Es wird ferner aufgezeigt, wie die partiellen Verteilungseffekte einzelner Steuern und der steuerlichen Abzüge identifiziert werden. Abschnitt 4.3 zeigt schliesslich auf der Basis von Individual-Steuerdaten des Kantons Aargau auf, wie gross der Nettoumverteilungseffekt von Steuern in den Jahren 2001 und 2011 im Vergleich zum Umverteilungseffekt von Sozialleistungen war. Der Nettoeffekt aller Steuern wird schliesslich in partielle Effekte der Einkommens- und Vermögenssteuern auf den drei föderalen Stufen zerlegt. Damit kann untersucht werden, wie sich der Beitrag zur Umverteilung über Steuern während des Steuerwettbewerbes in den Jahren nach der Jahrtausendwende verändert hat. Schliesslich erfolgt eine Detailanalyse der Verteilungseffekte von steuerlichen Abzügen, die zu sechs Kategorien zusammengefasst sind. Abschliessend diskutiert Abschnitt 5, welche Erkenntnisse im Rahmen der durchgeführten Detailstudie für die allgemeine Verteilungsforschung gewonnen werden konnten.

#### **4.1 Umverteilung über das Steuersystem**

Welche Verteilungseffekte sind von Steuern zu erwarten? Steuern und Abzüge können nicht nur zu einer Abnahme der Ungleichheit führen sondern diese auch verstärken. Wenn Steuern *progressiv* ausgestaltet sind, führt dies zu einer Angleichung bei den verfügbaren Einkommen. Dieser Effekt wird erzielt, wenn die Steuerlast mit steigendem Einkommen überproportional zunimmt. Wenn aber eine Steuer lediglich proportional zum Einkommen steigt, wird kein Umverteilungseffekt erzielt. Dies ist beispielsweise bei einer Flat-Tax der Fall, die für alle Einkommen einen identischen Steuersatz vorsieht. Steuern können auch *regressiv* wirken und zu einer Zunahme der Ungleichheit führen, wenn sie tiefe Einkommen überproportional stark belasten. Beispiele dafür sind Kopf- oder Pauschalsteuern, die denselben Betrag für alle Bürger und Bürgerinnen vorsehen. In Bezug auf die Umverteilung über Einkommens- und Vermögenssteuern müssen

zwei Mechanismen unterschieden werden. Einerseits bestimmt die Ausgestaltung der Steuertarife, inwiefern im Rahmen von geleisteten Steuerzahlungen eine Umverteilung stattfindet. Andererseits können im Zuge der Steuerveranlagung steuerliche Abzüge geltend gemacht werden, die zu einer Reduktion der Steuerbelastung führen und in diesem Sinne die verfügbaren Einkommen erhöhen. Zur Frage der Verteilungswirkung des Steuersystems existieren einige Studien, deren Erkenntnisse unten beschrieben sind. Dabei gilt es zu beachten, dass die meisten Studien – wie auch die vorliegende – statischer Natur sind, da sie die Differenz von Einkommensverteilungen mit und ohne betreffende Steuern bzw. Abzüge analysieren. Steuern können allerdings auch indirekte Effekte haben, indem Sie Verhaltensanreize setzen, was wiederum einen Einfluss auf die Verteilung der Einkommen vor staatlichen Massnahmen haben könnte. Statische Analysen sind damit zwangsläufig unvollständig. Studien, die Verhaltensanpassungen mit berücksichtigen, sind jedoch selten.<sup>44</sup>

#### 4.1.1 Die umverteilende Wirkung von Steuern

Als Steuern gelten alle Zahlungen, die für die Finanzierung von öffentlichen Gütern verwendet werden. Welche Verteilungswirkung Steuern haben, ist dabei von der konkreten Ausgestaltung der Steuer abhängig.

- Die volumenmässig bedeutsamste Steuer ist die *direkte Steuer auf Einkommen*. Steuersätze legen fest, welcher Anteil des erwirtschafteten Einkommens als Steuer abgegeben wird. Inwiefern direkte Steuern zu Umverteilung führen, ist abhängig davon, ob und wie progressiv die Steuersätze verlaufen und wie hoch die Steuerbelastung im Mittel ist. Wie eingangs bereits beschrieben, führt die ungleiche Besteuerung zu einer Angleichung bei den Einkommen nach Steuern. Laut OECD (2008) wurden in den meisten Ländern der OECD die Steuersätze in den letzten Jahren in der Tendenz gesenkt. Besonders bei den höchsten Einkommen fiel die Steuerbelastung zunehmend geringer aus, was häufig in Verbindung mit der zunehmenden Konzentration der Einkommen bei den Topverdienern gebracht wird (Matthews, 2011).
- Bei Steuern auf Einkünften aus Vermögen bzw. auf das Vermögen selbst wird erwartet, dass diese zu einer Reduktion der Ungleichheit führen, weil die Vermögensverteilung sehr ungleich ist und entsprechend Personengruppen mit grossem Vermögen stärker von dieser Steuer belastet werden.
- *Steuerabzüge* haben schliesslich eine indirekte Verteilungswirkung, indem sie die Umverteilung über Steuern beeinflussen. Abzüge führen zu Steuererleichterungen. Ob sie zu einer Zu- oder Abnahme der Ungleichheit führen, ist dabei eine Frage der Ausgestaltung der Abzüge bzw. davon, welche Einkommensschichten von den Abzügen profitieren. Verbist & Figari (2014) zeigen für 15 EU-Staaten auf, dass Steuerabzüge die Progressivität von Steuern in der Tendenz verstärken. Eine Unterscheidung der Effekte einzelner Abzüge können sie jedoch auf Grund der Datenbasis nicht vornehmen. Matsaganis & Flevotomou (2007) konnten allerdings aufzeigen, dass die Möglichkeit von Steuererleichterungen in Zusammenhang mit Hy-

<sup>44</sup> Bargain et al. (2015) präsentieren beispielsweise eine neue Methode zur Unterscheidung von direkten Policy-Effekten und Effekten, die die Markteinkommen beeinflussen.

pothekarzinsen zu einer Zunahme der Ungleichheit führt, weil hohe Einkommen ausgeprägter von dieser Möglichkeit Gebrauch machen können.

- Eine weitere bedeutsame Art von Steuern sind *Sozialversicherungsbeiträge*, die in der Regel nicht progressiv ausgestaltet sind, sondern einen fixen Prozentsatz der Bruttoeinkommen umfassen. Sozialversicherungsbeiträge führen zu einer Zunahme der Ungleichheit, weil lediglich Erwerbseinkommen von dieser Steuer tangiert sind und Vermögenseinkünfte nicht. Deswegen sind tiefe Einkommen überproportional stark belasten (Engler, 2011).
- Indirekte Steuern wie *Konsumsteuern* führen zu einer Zunahme von Ungleichheit, weil einkommensschwache Bevölkerungsschichten in der Regel einen grösseren Anteil ihres Einkommens für Konsum aufwenden (Figari & Paulus, 2012). In den meisten Verteilungsstudien kann dieser Effekt jedoch nicht abgebildet werden, weil Informationen zum individuellen Konsum fehlen.
- In der Literatur wird häufig darauf hingewiesen, dass die über Steuern finanzierte Infrastruktur (Schulen, Spitäler, Strassen, etc.) für Verteilungsanalysen ebenfalls berücksichtigt werden müssten. Standardschätzungen zur Umverteilungswirkung von Steuern schliessen diesen Aspekt jedoch aus, weil starke Annahmen in Bezug auf die Nutzung der Infrastruktur getroffen werden müssten. Es ist jedoch davon auszugehen, dass über öffentliche Gelder finanzierte Infrastruktur zu einer Angleichung der Wohlfahrt führt. Die (OECD, 2008) geht von einer Reduktion der Ungleichheit um 12.5% bis 15% aus.

Ein entscheidender Faktor, der die Ausgestaltung von Steuern und damit die umverteilende Wirkung von Steuern beeinflusst, ist der Steuerwettbewerb (Feld, 2000). Häufig wird dafür das Tiebout-Modell beigezogen (Tiebout, 1956). In diesem Modell finden zwei Bewegungen statt. Föderale Einheiten stellen öffentliche Güter bereit, die über Steuern finanziert werden. Bürgerinnen und Bürger wählen jene Regionen aus, die ihre individuellen Präferenzen hinsichtlich öffentlicher Güter und Steuerbelastung abbilden. Steuersätze sind in diesem Kontext das Ergebnis eines Marktgleichgewichtes, das die individuellen Präferenzen von optimalen Lebensbedingungen der lokalen Bevölkerung hinsichtlich öffentlicher Güter und der Steuerbelastung abbildet. Diesem Modell folgend machte Sinn (1997) erstmals darauf aufmerksam, dass eine dezentrale Organisation des Gemeinwesens zu problematischen Entwicklungen führen kann. Erstens könnte es schwierig werden, Steuern auf hohen Einkommen zu erheben, weil die betroffenen Personen in benachbarte Regionen abzuwandern drohen. Zweitens könnte die grosszügige Bereitstellung öffentlicher Güter einkommensschwache Gruppen anziehen, die wenig eigene finanzielle Mittel zur Gemeinschaft beitragen. Ungebremst könnte der Steuerwettbewerb damit zu Segregation und einem Kollaps des öffentlichen Haushaltes einzelner Regionen führen. Eine Befürchtung, die sich jedoch empirisch nicht bestätigen liess (Feld, 2000). Die vorliegende Studie kann zu diesem Diskurs einen Beitrag leisten, indem die alte „Race-to-the-bottom“-These anhand einer neueren Datenbasis überprüft werden kann. In Anlehnung an das Tiebout-Modell kann die Hypothese formuliert werden, dass Steuerwettbewerb zu weniger Umverteilung führt.

#### 4.1.2 Fiscal Welfare und der versteckte Wohlfahrtsstaat

Während verschiedene empirische Studien zum Verteilungseffekt von Steuern existieren, ist der Einfluss von Steuererleichterungen oder steuerlichen Abzügen auf Grund fehlender Daten nur schlecht untersucht. Steuererleichterungen können dabei als eine Form wohlfahrtsstaatlicher Leistungen beschrieben werden (Howard, 1999). Sie können etwa soziale Ziele verfolgen. Dies ist dann der Fall, wenn Abzüge für Kinder gewährt werden oder für Kosten, die auf Grund von Krankheit und Behinderung anfallen. In vielen Ländern existieren jedoch vielfältige Abzüge, die keine sozialpolitischen Ziele verfolgen und allen Einkommensklassen zur Verfügung stehen. Da Steuererleichterungen zu einer Erhöhung der verfügbaren Einkommen führen, sind sie vom Prinzip her mit Sozialleistungen zu vergleichen: Sie erhöhen die Verfügbarkeit an finanziellen Ressourcen der Begünstigten und reduzieren das Budget des Staatshaushalts. Während Sozialleistungen das sichtbar gewordene Resultat eines politischen Prozesses sind, das sich in Form eines klar definierten Instrumentes äussert, bleibt die Bedeutung fiskalischer Wohlfahrtsleistungen dagegen im Verborgenen, weil die Verteilungswirkung schwierig zu ermitteln ist. Bereits in seinem wegweisenden Essay „the social division of welfare“ wies (Titmuss, 1958) darauf hin, dass das Steuersystem auch wohlfahrtsstaatliche Funktionen übernimmt. Er gibt zu bedenken, dass mit dem Ausklammern des Steuersystems entscheidende Entwicklungen der Wohlfahrt nicht erkennbar sind. Er gilt damit als der Begründer der Fiscal Welfare-Schule, die sich der Analyse der Bedeutung des Steuersystems als „hidden welfare state“ widmet und die im Zuge der jüngsten Entwicklungen wieder an Bedeutung gewonnen hat (Morel, Zemmour & Touzet, 2016).

Steuervergünstigungen können verschiedene Formen annehmen, bewirken im Kern jedoch immer, dass Begünstigte über mehr Einkommen verfügen, während für den öffentlichen Haushalt weniger zur Verfügung steht. Die OECD (2010) unterscheidet verschiedene Formen von steuerlichen Vergünstigungen:

- *Steuerliche Abzüge*: Umfassen Beträge, die vom steuerbaren Einkommen abgezogen werden können und entsprechend zu tieferen Steuertarifen und geringerer Steuerschuld führen. Dabei können allgemeine Abzüge aufgeführt werden, die bspw. in Zusammenhang mit angefallenen Kosten zu sehen sind und in Relation zu diesen Kosten stehen oder Pauschalabzüge, die ausgehend von einer definierten Situation gesprochen werden (bspw. Kinderabzüge).
- *Steuerbefreiung*: Es besteht einerseits die Möglichkeit Einkommen ab einem bestimmten Schwellenwert von den Steuern zu befreien. Als Teil der Armutspolitik können beispielsweise Einkommen unter dem Existenzminimum von den Steuern befreit werden. Andererseits existieren Massnahmen, die bestimmte Einkommensquellen von den Steuern befreien, wie die Sozialhilfe oder andere bedarfsabhängige Leistungen.
- *Bevorzugte Steuersätze*: Es besteht die Möglichkeit, unterschiedliche Steuertarife zu führen, die mit einer unterschiedlichen Progression korrespondieren und die bestimmte Bevölkerungsgruppen bevorzugen.

- *Steuerergutschriften*: Während Abzüge bei den steuerbaren Einkommen ansetzen und in diesem Sinne mitbestimmen, wie stark die Steuerbelastung in Abhängigkeit der Einkommen ausfällt, führen Steuerergutschriften zu einer direkten Reduktion bei der Steuerlast. Steuerergutschriften sind ein effizientes Mittel zur Ungleichheitsreduktion, weil sie gezielt eingesetzt werden können.

Bei steuerlichen Abzügen gilt es zu beachten, dass diese einen indirekten Effekt aufweisen, indem sie beeinflussen, welche Steuersätze zur Anwendung kommen und inwiefern dadurch von einer Reduktion durch die Steuern profitiert werden kann. Die Verteilungswirkung wird damit komplexer und es muss beachtet werden, welche Konstellationen auftreten können und wie sich diese auf die Verteilung der Einkommen nach der Erhebung der Steuern auswirken. Theoretisch können drei Situationen unterschieden werden:

- *Abzüge werden über alle Einkommensklassen in gleichem Umfang beansprucht*. In einem Steuersystem mit einer Einkommenssteuer, die proportional zur Höhe der Einkommen verläuft, würde dies keine Veränderung der Ungleichheit der Einkommen nach Steuern bewirken. Weil Steuersätze jedoch häufig progressiv verlaufen und ein Abzug in gleichem Umfang bei hohen Einkommen zu einer stärkeren Reduktion der Steuern führt, ist bei Abzügen, die unabhängig von der Höhe der Einkommen gleich häufig beansprucht werden, mit einer Zunahme der Ungleichheit zu rechnen.
- *Abzüge werden von hohen Einkommen in stärkerem Umfang beansprucht als von Haushalten mit tiefen Einkommen*. Damit profitieren hohe Einkommen stärker und es ist eine Zunahme der Ungleichheit zu erwarten
- *Abzüge werden von tiefen Einkommen in stärkerem Umfang beansprucht als von Haushalten mit hohen Einkommen*. Wenn daraus im Rahmen der Steuerprogression eine überdurchschnittliche Entlastung der tiefen Einkommen erreicht wird, führt dies zu einer Reduktion der Ungleichheit.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die Umverteilungseffekte im Rahmen des Steuersystems einerseits von der konkreten Ausgestaltung der einzelnen Steuerkomponenten (Satzsätze, Abzugsmöglichkeiten, etc.) abhängig sind. Diese geben vor, welche Einkommen wie stark besteuert werden. Andererseits ist die umverteilende Wirkung des Steuersystems auch von der real generierten Verteilung der Markteinkommen abhängig. Fallen beispielsweise mehr Einkommen in einen Bereich mit starker Steuerprogression, resultiert daraus direkt eine Zunahme der Umverteilung. Um den effektiven Umverteilungseffekt ermitteln zu können sind deswegen zwingend empirische Studien nötig.

Im nachfolgenden Teil soll mit einer Analyse von Individual-Steuerdaten des Kantons Aargau beispielhaft aufgezeigt werden, welche Rolle der Umverteilung über Steuern in der Schweiz zukommt. Dabei wird der Wandel des Effektes verschiedener föderaler Einkommens- und Vermö-

genssteuern untersucht. Nicht analysiert wird der Effekt von Sozialversicherungsbeiträgen und den Krankenkassenprämien, weil diese nur im weiteren Sinne dem Steuersystem zugerechnet werden. Weiter wird untersucht, welche Verteilungseffekte mit steuerlichen Abzügen einhergehen. Dabei liegt der Fokus auf den Auswirkungen verschiedener Abzüge, die weitverbreitet sind und ausgiebig zur Anwendung kommen. Die Schweiz kennt Steuerbefreiungen (beispielsweise für die Sozialhilfe) und auch das Mittel von bevorzugten Steuersätzen für ausgewählte Gruppen (Alleinerziehende werden beispielsweise häufig zum attraktiveren Tarif für Verheiratete besteuert). Diese Instrumente werden hier jedoch nicht weiter thematisiert.

## **4.2 Daten und Methoden**

### *4.2.1 Das Steuersystem der Schweiz und die Verwendung von Steuerdaten für die Forschung*

Die Schweiz ist eines der wenigen Ländern, die ein dezentrales Steuersystem kennen. Einkommenssteuern werden durch den Bund, die Kantone und die Gemeinden erhoben. Es existieren entsprechend zahlreiche Mikro-Steuerregime. Für die vorliegende Studie können kantonale Steuerdaten verwendet werden, die im Rahmen des Forschungsprojektes „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz“ gesammelt wurden. Kantonale Steuerdaten bieten den Vorteil, dass sie umfassende Informationen zur finanziellen Situation aller Bürgerinnen und Bürger einer Region enthalten und damit keinen Verzerrungen auf Grund unvollständiger Stichproben ausgesetzt sind. Zudem sind darin umfassende Informationen zum Prozess der Steuerveranlagung enthalten. Damit ist es möglich, die für Umverteilungsanalysen benötigten Berechnungen unterschiedlicher Einkommensgrössen vorzunehmen. Die Verfügbarkeit von kantonalen Steuerdaten in der Schweiz ist jedoch begrenzt. Einige kantonale Datenschutzregelungen schliessen die Verwendung von kantonalen Steuerdaten für Forschungszwecke aus. Zudem sind nur in einigen Kantonen historische Steuerdaten archiviert. Für die vorliegende Studie werden Steuerdaten des Kantons Aargau verwendet, weil für diesen Kanton detaillierte Daten über einen längeren Zeitraum vorliegen (2001- 2011). Der Kanton Aargau ist der viertbevölkerungsreichste Kanton der Schweiz mit 273'580 Steuersubjekten im Jahr 2001 und 327'047 im Jahr 2011. Bezüglich ökonomischer Ungleichheit und Durchschnittseinkommen liegt er im schweizerischen Mittelfeld. Es kann demnach vorsichtig vermutet werden, dass Resultate auf der Basis des Kantons Aargaus ein gutes Bild der durchschnittlichen Situation in der Schweiz ergeben. Nachteilig bei Verteilungsstudien mit Steuerdaten wirkt sich jedoch aus, dass reale Lebensgemeinschaften auf der Basis der Steuerveranlagungen nicht ohne weiteres identifiziert werden können, was zu einer Überschätzung der Ungleichheit führt (vgl. Kapitel 3)<sup>45</sup>. Zudem werden bedarfsabhängige Leistungen nicht versteuert und können deshalb für die Analysen nicht mit einbezogen werden.

<sup>45</sup> Es existieren verschiedene Situation in denen ein und derselbe Haushalt mehrere Steuererklärungen ausfüllt, obwohl alle Haushaltsmitglieder von gemeinsam erwirtschafteten Einkommen leben. Dies ist beispielsweise der Fall bei jungen Erwachsenen, die bei ihren Eltern wohnen oder bei Konkubinaten. Werden solche Konstellationen ignoriert, werden zahlreiche Haushalte zu den Geringverdienern gezählt, obwohl sie tatsächlich über mehr ökonomische Ressourcen verfügen.



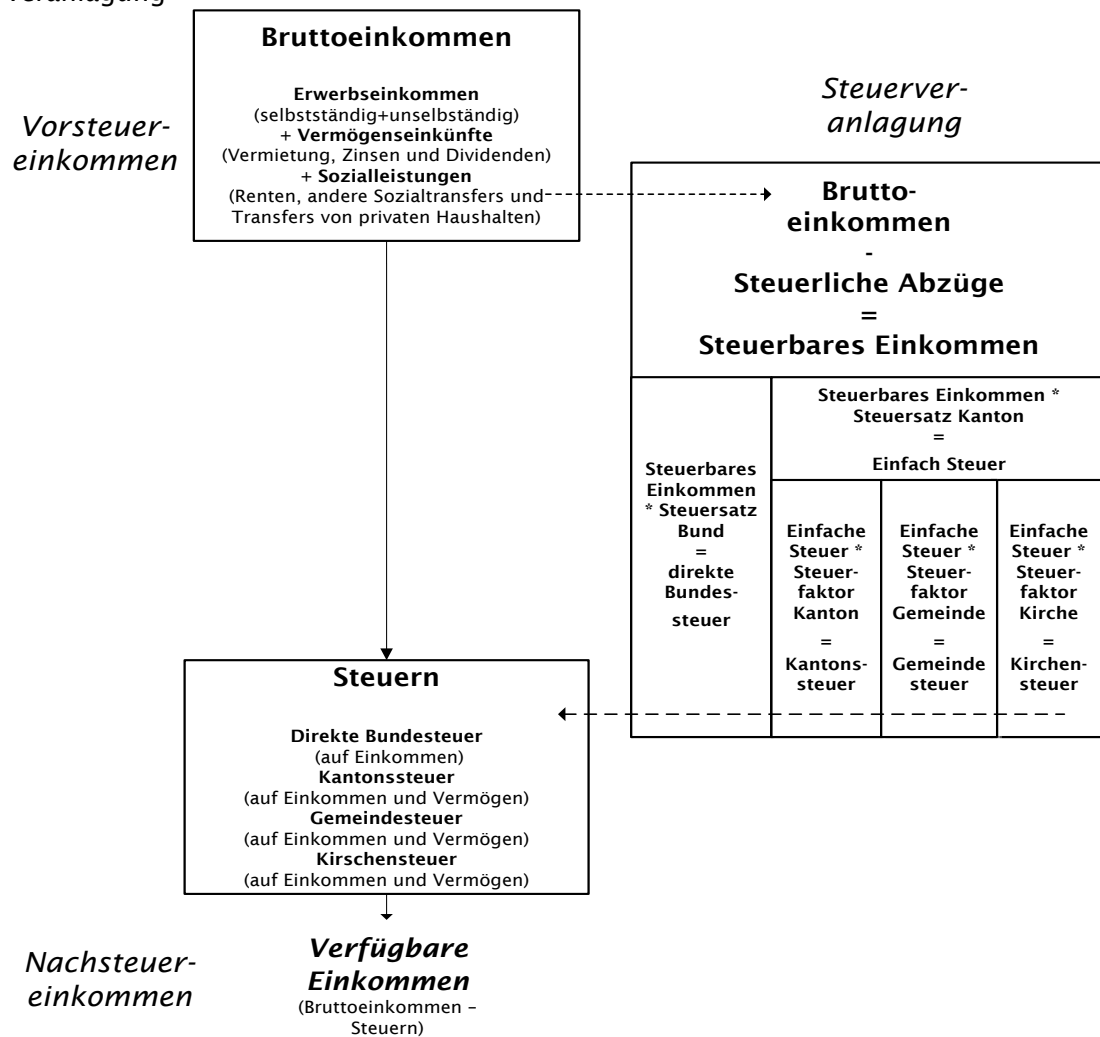
#### *4.2.2 Definition der Einkommen, Steuern und Abzüge*

Abbildung 4-1 ist zu entnehmen, welche Steuern für die Analyse berücksichtigt werden. Entsprechend der föderalen Struktur der Schweiz werden Steuern auf drei Ebenen erhoben (Bund, Kantone, Gemeinden). Zudem wird eine Kirchensteuer erhoben. Ferner zeigt die Abbildung den Prozess der Steuerveranlagung auf, der hier vereinfachend lediglich für die direkten Steuern auf Einkommen dargestellt ist. Kantone, Gemeinden und die Kirche erheben jedoch ebenfalls Steuern auf Vermögen. Ausgehend vom Bruttoeinkommen, das alle Erwerbseinkommen<sup>46</sup>, Einkünfte aus Vermögen und versteuerbare Sozialleistungen umfasst, können steuerliche Abzüge<sup>47</sup> geltend gemacht werden. Anhand des steuerbaren Einkommens kommt entweder der kantonale Steuersatz oder der Steuersatz des Bundes zur Anwendung. Für die Bestimmung der effektiven Kantons-, Gemeinde- und der Kirchensteuer wird die auf der Basis des kantonalen Steuersatzes ermittelte einfache Steuer schliesslich mit einem Steuerfaktor multipliziert. Damit haben die Kantone, die Gemeinden und die Kirche die Möglichkeit das Steuersubstrat kurzfristiger zu regulieren, ohne die für eine Anpassung des Steuersatzes notwendigen aufwendigen juristischen Schritte.

<sup>46</sup> Sozialversicherungsbeiträge sind von den Erwerbseinkommen bereits abgezogen.

<sup>47</sup> In den Daten sind lediglich die kantonalen Abzugsmöglichkeiten aufgeführt. Für die direkte Bundessteuer kann die Höhe der Abzüge geringfügig abweichen.

Abbildung 4-1: Vom Bruttoeinkommen zum verfügbaren Einkommen und der Prozess der Steuer-  
veranlagung



Bemerkung: Eigene Darstellung

Aus Tabelle 4-2 wird ersichtlich, dass die Steuerbelastung zu mehr als zwei Dritteln auf die Kantons- und Gemeindesteuern entfällt, während den direkten Bundessteuern volumenmässig weniger Gewicht zu kommt und die Belastung durch die Kirchensteuer relativ gering ist. Im Vergleich zu 2001 fällt zudem auf, dass bis 2011 die Kantons- und Gemeindesteuern anteilmässig etwas an Bedeutung verloren haben während die direkte Bundessteuer etwas gewonnen hat. Dies kann auf zwei kantonale Steuerreformen zurückgeführt werden, die im Zeitraum von 2001 bis 2011 im Kt. Aargau durchgeführt wurden. Sie beinhalteten umfassende Steuererleichterungen, wobei hohe Einkommen überdurchschnittlich stark entlastet wurden (vgl. Tabelle 4-7 und Tabelle 4-8 im Anhang). Diese beiden Steuerreformen können als Reaktion auf den Steuerwettbewerb gesehen werden; sie verfolgten das Ziel, die Attraktivität des Kantons Aargau insbesondere für Gutverdiener zu verbessern.<sup>48</sup> Entsprechend den Reformen hat die effektive Steuerbelastung im Mittel von 13.4 auf 12.4 Prozent abgenommen, wie aus untenstehender Tabelle ersichtlich wird.

<sup>4848</sup> Der Kanton Aargau gilt im Übrigen nicht als Kanton, der offensiv am Steuerwettbewerb teilgenommen hat.

Gleichzeitig resultierten im selben Zeitraum höhere Steuereinnahmen, weil die Zahl der Steuersubjekte zunahm. 2011 war die Bevölkerung zudem im Mittel reicher als 2001. In Abschnitt 4.3 wird diskutiert, welche Verteilungseffekte mit dieser Veränderung verbunden sind.

Tabelle 4-2: Steuereinnahmen und Steuerbelastung im Kanton Aargau nach föderalen Stufen der Steuer, 2001 und 2011

Steuerjahr		Total in Mio.	% aller Steuern	% von Total der Bruttoeinkommen
<b>2001</b>	Einkommenssteuer Bund	534.5	15.7	2.1
	Einkommenssteuer Kanton	1241.2	36.5	4.9
	Vermögenssteuer Kanton	129.8	3.8	0.5
	Einkommenssteuer Gemeinde	1186.4	34.9	4.7
	Vermögenssteuer Gemeinde	122.6	3.6	0.5
	Kirchensteuer	185.5	5.5	0.7
	<i>Alle Steuern</i>	<i>3400.0</i>	<i>100.0</i>	<i>13.4</i>
<b>2011</b>	Einkommenssteuer Bund	645.0	17.0	2.1
	Einkommenssteuer Kanton	1406.4	37.0	4.6
	Vermögenssteuer Kanton	135.1	3.6	0.4
	Einkommenssteuer Gemeinde	1311.7	34.5	4.3
	Vermögenssteuer Gemeinde	124.2	3.3	0.4
	Kirchensteuer	178.0	4.7	0.6
	<i>Alle Steuern</i>	<i>3800.3</i>	<i>100.0</i>	<i>12.4</i>

Bemerkung: Steuerdaten des Kantons Aargaus, eigene Berechnungen. Die Steuersummen für das Jahr 2001 sind an Hand des Landesindex der Konsumentenpreise inflationsbereinigt (2001:92.4, 2011:100)

Wie alle Kantone der Schweiz kennt der Kanton Aargau verschiedene steuerliche Abzüge. Die Abzüge sind in ihrer konkreten Ausgestaltung kantonsspezifisch. Es finden sich jedoch in der gesamten Schweiz ähnliche Modelle. Für die Analysen sind die zahlreichen Abzüge zu sechs Kategorien zusammengefasst (vgl. auch Tabelle 4-9 im Anhang). *Sozialabzüge* umfassen dabei Abzüge, die auf Grund der familiären und gesundheitlichen Situation gemacht werden können (Zweitverdienerabzug, Kinderabzüge, Krankheitskosten, etc.). *Berufsauslagen* umfassen diverse beruflich notwendige Kosten wie Fahrkosten, Wochenaufenthalts- und Weiterbildungskosten. Kosten, die im Rahmen von Liegenschaften anfallen, wie Unterhaltskosten oder Hypothekarzinsen sind der Kategorie *Liegenschaftskosten und Schuldzinsen* zugeordnet. Weiter können Zusatzzahlungen im Rahmen der Altersvorsorge (Säule 2a, AHV/IV und Säule 3a) sowie Vermögensverwaltungskosten und Versicherungsprämien abgezogen werden (*Abzüge auf Anlagen und Versicherungen*). Schliesslich können Unterhaltsbeiträge an Ehegatten und Kinder, Parteienspenden und weitere freiwillige Zuwendungen abgezogen werden (*Unterhaltsbeiträge und gemeinnützige Zuwendungen*). Verbleibende Abzüge werden der Kategorie *andere Abzüge* zugeordnet.

Tabelle 4-3 zeigt, dass die Abzüge die Bruttoeinkommen um beinahe 30 Prozent reduzieren. In einem Umfang also, der mit anderen Ländern vergleichbar ist<sup>49</sup>. Volumenmässig fallen dabei die Liegenschaftskosten und Schuldzinsen am stärksten ins Gewicht, gefolgt von den Berufsauslagen und den Abzügen auf Anlagen und Versicherungen. Etwas weniger machen die Sozialabzüge sowie die Unterhaltsbeiträge und gemeinnützigen Zuwendungen aus. Im Vergleich zu 2001 fällt für 2011 auf, dass insbesondere die Abzüge auf Anlagen und Versicherungen anteilmässig an Bedeutung gewonnen haben. Welche Verteilungseffekte mit den steuerlichen Abzügen verbunden sind, ist davon abhängig, welche Einkommensgruppen von den steuerlichen Erleichterungen profitieren. Darauf wird in Abschnitt 4.3.3 näher eingegangen.

Tabelle 4-3: Steuerliche Abzüge im Kanton Aargau, 2001 und 2011

Steuerjahr		Total in Mio.	% aller Abzüge	% von Total der Bruttoeinkommen
<b>2001</b>	A Sozialabzüge	1087.3	15.1	4.3
	B Berufsauslagen	1756.9	24.4	6.9
	C Liegenschaftskosten und Schuldzinsen	2603.1	36.1	10.2
	D Abzüge auf Anlagen und Versicherungen	1527.1	21.2	6.0
	E Unterhaltsbeiträge und gemeinnützige Zuwendungen	216.1	3.0	0.8
	F Andere Abzüge	10.7	0.1	0.0
	<i>Alle Abzüge</i>	<i>7201.2</i>	<i>100.0</i>	<i>28.2</i>
<b>2011</b>	A Sozialabzüge	1144.1	13.7	3.7
	B Berufsauslagen	2074.0	24.8	6.8
	C Liegenschaftskosten und Schuldzinsen	2755.3	33.0	9.0
	D Abzüge auf Anlagen und Versicherungen	2056.6	24.6	6.7
	E Unterhaltsbeiträge und gemeinnützige Zuwendungen	319.5	3.8	1.0
	F Andere Abzüge	7.9	0.1	0.0
	<i>Alle Abzüge</i>	<i>8357.4</i>	<i>100.0</i>	<i>27.3</i>

Bemerkung: Steuerliche Abzüge für das Jahr 2001 sind an Hand des Landesindex der Konsumentenpreise inflationsbereinigt (2001:92.4, 2011:100)

<sup>49</sup> Verbist & Figari (2014) berichten bei ihrer Analyse von 15 europäischen Ländern von Abzügen, die zu einer Reduktion der Einkommen um 38% (Frankreich) bis 23% (Dänemark) führen.

#### 4.2.3 Messung von Umverteilungseffekten

Gemäss der Standard-Vorgehensweise in der Literatur (OECD, 2008), ist der umverteilende Effekt von Steuern als erreichte Veränderung der Einkommensungleichheit durch Steuern definiert. Nachfolgend wird beschrieben, wie sich der Umverteilungseffekt im Rahmen von Ungleichheitsanalysen, die auf der Lorenzkurve basieren, formal beschreiben lässt. Für die nachfolgenden Formel gilt:  $x$  ist ein Platzhalter für die Einkommen vor Steuern,  $y$  steht für die Einkommen nach Steuern. Die Steuern  $t$  sind aus der Differenz von  $x$  und  $y$  definiert.

Reynolds & Smolensky (1977) beschreiben den Umverteilungseffekt als die Differenz des Gini-Koeffizienten vor Steuern ( $G_x$ ) und des Gini-Koeffizienten nach Steuern ( $G_y$ ):

$$(1) RS = G_x - G_y$$

Positive Werte von RS stehen für eine Abnahme der Ungleichheit über Steuern, während negative Werte für eine Zunahme stehen.

Der umverteilende Effekt der Steuern ist von drei Faktoren abhängig. Von (a) der Höhe des Steuersatzes, (b) der Progressivität der Steuer und (c) von horizontalen Effekten der Neuordnung (Ausführungen dazu folgen weiter unten). Mit Hilfe des Progressionsindex  $K$  (Kakwani, 1977; Suits, 1977) lässt sich der in Formel (1) beschriebene Effekt in diese Komponenten zerlegen:

$$(2) RS = G_x - G_y = K * \frac{t}{1-t} - NO$$

Der Progressionsindex von Kakwani (1977) ist definiert als Differenz des Konzentrationskoeffizienten der Steuern ( $C_t$ ), wenn die Einkommen entsprechend der Einkommensverteilung vor Steuern sortiert sind und dem Gini-Koeffizienten der Einkommensverteilung  $G_x$  vor Steuern. Wenn die Steuern also ungleicher verteilt sind als die Einkommen vor Steuern, dann ist der Progressivitätsindex positiv, was einem ungleichheitsreduzierenden Effekt der Steuern entspricht.<sup>50</sup> Falls im Rahmen des Steuersystems die Reihenfolge der Vor- und Nachsteuereinkommensverteilung unverändert bleibt, reduziert sich Formel (2) zu:

$$(3) RS = K * \frac{t}{1-t} = VG$$

Der umverteilende Effekt von Steuern ist damit eine unmittelbare Funktion der Progressivität und der Höhe der mittleren Steuerbelastung (Kakwani, 1977). Der Formel lässt sich entnehmen, dass die mittlere Steuerbelastung als Multiplikator der Progressivität wirkt.

<sup>50</sup> Der Progressivitätsindex von Kakwani reicht von  $-(1 + G_x)$  – wenn die Person mit dem geringsten Einkommen alle Steuern zahlt – bis  $1 - G_x$ , wenn die reichste Person alle Steuern zahlt.

Der umverteilende Effekt von Steuern ohne Effekte horizontaler Neuordnung wird auch als Masszahl der vertikalen Gerechtigkeit (VG) beschrieben (Verbist & Figari, 2014). Es ist eine hypothetische Masszahl, die beschreibt, wie viel Umverteilung über Steuern ohne horizontale Effekte der Neuordnung möglich wäre. In der Realität ist es jedoch durchaus üblich, dass im Rahmen der Besteuerung Haushalte in ähnlicher finanzieller Situation die Plätze in der neu sortierten Einkommensverteilung tauschen. D.h. Haushalte werden unterschiedlich durch Steuern belastet, obwohl die Ausgangssituation sehr ähnlich war. Das kann geschehen, wenn unterschiedliche steuerliche Erleichterungen geltend gemacht werden oder wenn sich die Steuern regional unterscheiden. Atkinson (1979) und Plotnick (1981) beschreiben ein solches „reranking“ als „horizontal inequity of the tax system“<sup>51</sup>. Da es sich dabei durchaus um beabsichtigte Effekte handelt, wird an dieser Stelle davon abgesehen, die horizontalen Effekte mit Vorstellungen von Gerechtigkeit in Verbindung zu bringen. Da es sich gerade bei einer Analyse von Verteilungseffekten von Abzügen um substantiell relevante Prozesse handelt, scheint es jedoch angebracht, die horizontalen Effekte mitauszuweisen. Sie werden entsprechend als horizontale Effekte der Neuordnung aufgeführt (NO). Der Effekt kann aus der Differenz des Gini-Koeffizienten der Einkommensverteilung nach Steuern und des Konzentrationskoeffizienten ( $C_x$ ) der Einkommensverteilung nach Steuern gemessen werden (Atkinson, 1980; Plotnick, 1981):

$$(4) NO = G_y - C_x$$

Gemäss Formel (4) misst NO die Zunahme der Ungleichheit, die im Rahmen von horizontalen Effekten der Neuordnung entstehen bzw. die im Rahmen der Neusortierung entstandene Reduktion des Umverteilungseffektes. Die Schätzung der einzelnen Umverteilungskomponenten wurde mit dem Stata ado *progres* vorgenommen (Peichl & van Kerm, 2007).

#### 4.2.4 Dekomposition von Umverteilungseffekten

Der in Formel (1) beschriebene Umverteilungseffekt quantifiziert den Effekt aller Steuern. Der vorliegende Beitrag möchte jedoch die Verteilungseffekte verschiedener Steuern identifizieren. Ausgehend vom Reynolds & Smolensky-Umverteilungseffekt (RS) wird dafür ein sequentieller Dekompositionsansatz verwendet, der bereits in verschiedenen Studien zur Anwendung kam (Mahler & Jesuit, 2006; Wang & Caminada, 2011; Wang et al., 2014). Dies beinhaltet, dass die oben beschriebene Vorgehensweise schrittweise für jede Steuer umgesetzt wird<sup>52</sup>. Die Identifikation des Effektes der i-ten Steuer z wird entsprechend wie folgt ermittelt:

<sup>51</sup> Einige Autoren unterscheiden zwischen „pure horizontal inequity“ und „unequal treatment of equals“. Letzteres beinhaltet ungleiche Besteuerung bei gleicher Ausgangslage, ohne dass dabei Ränge getauscht werden (vgl. bspw. Lambert, 1993). Die empirische Umsetzung der Definition davon, wenn die finanzielle Situation als „gleich“ gilt, ist jedoch problematisch (Urban & Lambert, 2008). Für die nachfolgenden Analysen wurde auf eine Unterscheidung verzichtet.

<sup>52</sup> Andere Techniken der Dekomposition wie die Lerman-Yitzhaki's Methode existieren (Lerman & Yitzhaki, 1985). Dabei werden die marginalen Effekte einzelner Einkommensquellen simultan ermittelt. Fuest, Niehues & Peichl (2010)

$$(5) RS_z = G_x - G_{x-t_i} = K_z * \frac{t_i}{1-t_i} - NO_{t_i}$$

Wenn mehrere Steuern miteinander verglichen werden, stellt sich die Frage der Reihenfolge. Wenn eine Steuer als erste Steuer betrachtet wird, ist ihr partieller Umverteilungseffekt in der Regel höher, als wenn sie als letzte Steuer berücksichtigt wird. Für den vorliegenden Beitrag folge ich der Vorgehensweise von Wang & Caminada (2011) und Wang et al. (2014). Der Effekt jeder Steuer wird ermittelt, indem jede Steuer als erste Steuer gewertet wird<sup>53</sup>. Damit liegt die Summe aller partiellen Effekte geringfügig über 100 Prozent. Die Effekte werden daher gemäss dem anteilmässigen Beitrag zum Gesamteffekt so gewichtet, dass die Summe der Einzeleffekte dem Totaleffekt entspricht.

Schliesslich ermittelt der vorliegende Beitrag den Verteilungseffekt einzelner Abzüge (ui). Abbildung 4-1 kann entnommen werden, dass Abzüge von den Bruttoeinkommen abgezogen werden und so die steuerbaren Einkommen ermittelt werden, die als Basis der Steuersätze zur Berechnung der einfachen Steuer und der einzelnen Steuer auf den unterschiedlichen föderalen Ebenen dienen. Abzüge haben also einen indirekten Effekt auf die Verteilung der verfügbaren Einkommen, in dem sie die Höhe der Steuern modifizieren. Zur Bestimmung der Verteilungseffekte aller Abzüge wurde daher das Steuersystem des Kantons Aargau nachmodelliert und entsprechend kontrafaktische Einkommensverteilungen nach Steuer ermittelt, die sich ergeben, wenn die einzelnen Steuern ohne Abzüge berechnet werden. Zur Bestimmung der partiellen Abzugseffekte wurde die Einkommensverteilung nach Steuern unter Einbezug des i-ten Abzuges errechnet. Damit wird die Wirkung des Abzuges überschätzt, weil die jeweils ersten Abzüge die stärkste marginale Steuerentlastung bewirken. Dies wird analog der oben beschriebenen Vorgehensweise korrigiert.

#### 4.3 Umverteilungseffekte im Steuersystem

Verschiedene Studien fokussieren auf die Verteilungswirkung einzelner Sozialleistungen und Steuern. In komparativen Länderstudien erscheint die Schweiz dabei durchgehend als Land mit einem der geringsten Ausmasse an Umverteilung über Steuern und Sozialleistungen (Immervoll & Richardson, 2011; Marx & Van Rie, 2014; Wang et al., 2014). Dies wird damit erklärt, dass die Löhne vergleichsweise wenig ungleich sind und gleichzeitig die Beschäftigungsquote hoch ist. Damit sind die Markteinkommen bereits weniger ungleich als in anderen Ländern und die Sozial-

---

vergleichen verschiedene in der Literatur verwendete Dekompositionsmethoden und zeigen auf, dass sich die Effekte durchaus unterscheiden können. Dies spielt insbesondere dann eine Rolle, wenn Effekte von Sozialleistungen mit Effekten von Steuern verglichen werden.

<sup>53</sup> Eine weitere mögliche Vorgehensweise wäre es, alle verschiedenen Reihenfolgen durchzuspielen und alle Effekte anschliessend zu mitteln.

ausgaben fallen tiefer aus<sup>54</sup>. Was den Umverteilungstrend anbelangt stellen die Studien auf der Basis der Luxembourg Income Study (Immervoll & Richardson, 2011; Wang et al., 2014) eine Zunahme der Umverteilung im Zeitraum von 1985 bis 2004 fest – unabhängig davon, ob Rentner mitberücksichtigt werden oder nicht. Dies liegt am Effekt des Sozialleistungssystems, währenddem die umverteilende Wirkung des Steuersystems tiefer ausgefallen ist. Wang & Caminada (2011) erklären dies mit dem Steuerwettbewerb (Feld, 2000; Kirchgässner & Pommerehne, 1996). Wang & Caminada (2011:272) bemerken dazu: „In this country [Switzerland] it appears to be difficult to levy redistributive taxes from the rich and mobile persons to the poor. As a result the amount of taxes paid by rich people is relatively low.”

Über die Detaileffekte des Steuersystems ist jedoch wenig bekannt. In diesem Abschnitt wird anhand der Steuerdaten des Kantons Aargau zunächst aufgezeigt, wie hoch der Nettoumverteilungseffekt ist und wie sich dieser im Zeitraum von 2001 bis 2011 gewandelt hat. Es kann anschliessend darüber berichtet werden, welche Rolle Sozialleistungen und Steuern gespielt haben (vgl. Abschnitt 4.3.1). Anschliessend wird der Nettoumverteilungseffekt der direkten Steuern in sechs Einzelkomponenten zerlegt. Wie Abschnitt 4.3.2 näher ausführt, ist der partielle Beitrag, der auf die einzelnen Einkommens- und Vermögenssteuer entfällt, unterschiedlich hoch. Abschliessend folgt eine Detailanalyse von steuerlichen Abzügen, die aufzeigt, dass es Abzüge gibt, die eher ärmeren und eher wohlhabenderen Bevölkerungsschichten zugutekommen und dass die Abzüge gesamthaft gesehen die Verteilungswirkung von Steuern erheblich modifizieren (vgl. Abschnitt 4.3.3).

#### *4.3.1 Ungleichheit und Umverteilung über Sozialleistungen und Steuern*

Tabelle 4-4 zeigt die auf der Basis der Steuerdaten des Kantons Aargau gemessene Ungleichheit und Umverteilung über Sozialleistungen und Steuern. Die Umverteilungseffekte sind gemäss der Definition von Reynolds-Smolensky einmal als absolute Differenz des Gini-Koeffizienten der Markteinkommen und der Einkommen nach Sozialleistungen und Steuern aufgeführt und einmal als relative Veränderung in Bezug zur Höhe der Ungleichheit der Markteinkommen. In der unteren Hälfte der Tabelle ist dabei der Beitrag der Umverteilung gelistet, der auf die Sozialleistungen und auf die Steuern entfällt.

<sup>54</sup> Einige definitorische Aspekte gilt es ebenso zu berücksichtigen. Laut (Engler, 2011) ist etwa ein erheblicher Teil der Umverteilung auf Transfers im Lebenszyklus zurückzuführen und nicht auf eine Umverteilung zwischen Haushalten (Altersvorsorge). Christoffersen, Beyeler, Eichenberger, Nannestad & Paldam (2014) zeigen zudem auf, dass das Ausmass der ausgewiesenen Umverteilung auch damit zu tun hat, welche Leistungen als staatliche Sozialleistungen gewertet werden und welche nicht. Da die Schweiz verschiedene Leistungen privat organisiert hat (Altersvorsorge, Gesundheit) ist bei komparativen Vergleichen Vorsicht geboten.



Tabelle 4-4: Ungleichheit und Umverteilungseffekte von Sozialleistungen und Steuern

	2001	2011
Gini Markteinkommen	0.489	0.522
Gini verfügbare Einkommen	0.391	0.401
Nettoumverteilung, Reynolds-Smolensky	0.098	0.121
Umverteilung (in %), Reynolds-Smolensky	20.0%	23.1%
<i>Partielle Umverteilungseffekte</i>		
Sozialleistungen		
Net.	0.076	0.100
in % von Nettoumverteilung	77.6%	82.6%
direkte Steuern		
Net.	0.022	0.021
in % von Nettoumverteilung	22.4%	17.4%

Im Vergleich mit den neusten Zahlen der OECD (vgl. Tabelle 4-1 in der Einleitung dieses Kapitels) fallen Unterschiede und Gemeinsamkeiten auf. Auf Basis der Steuerdaten fällt die Ungleichheit sowohl bei den Markteinkommen als auch bei den verfügbaren Einkommen höher aus. Dies wirft die Frage auf, inwiefern die Analyse auf der Basis des Kantons Aargau für die gesamtschweizerischen Verhältnisse repräsentativ ist. Diese Frage kann zwar nicht abschliessend geklärt werden, einige Punkte lassen sich jedoch anführen, die den Unterschied methodisch erklären. Die Differenzen sind einerseits dadurch beeinflusst, dass die Steuerdaten die Ungleichheit von Einkommen zwischen Steuersubjekten wiedergibt und nicht von Haushalten. Dies führt zu einer Überschätzung der Ungleichheit mit Steuerdaten. Andererseits unterliegen Survey-Daten Stichprobenverzerrungen, was mit einer Unterschätzung der Ungleichheit mit Survey-Daten verbunden ist (vgl. Kapitel 3). Der Umverteilungseffekt ist jedoch in ähnlichem Umfang und umfasst in etwa 20% der Marktungleichheit, was im OECD-Vergleich einer eher unterdurchschnittlichen Umverteilung entspricht. Was die partiellen Umverteilungseffekte von Sozialleistungen und direkten Steuern anbelangt, sind die Resultate mit Effekten aus anderen Studien vergleichbar (Immervoll & Richardson, 2011; Wang & Caminada, 2011; Wang et al., 2014). Der grosse Teil der Umverteilung resultiert aus den Sozialleistungen, ein kleinerer Teil aus direkten Steuern. Dabei gilt es festzuhalten, dass bei den vorliegenden Resultaten alle Altersgruppen berücksichtigt werden. D.h. Renten der AHV und Pensionen gelten als Teil der Umverteilung. Gleichzeitig kann die Umverteilung durch Sozialhilfe nicht abgebildet werden.

Was den Vergleich über die Zeit anbelangt, kann festgestellt werden, dass die Marktungleichheit, aber auch das Ausmass der Umverteilung gestiegen ist. Die Zunahme ist auf einen Anstieg der

Umverteilung im Rahmen von Sozialleistungen zurückzuführen<sup>55</sup>. Demgegenüber ist die Umverteilung über direkte Steuern geringer ausgefallen. Dies trifft sowohl auf den absoluten Effekt als auch auf den Anteil des Effekts am Total der Umverteilung zu. Zusammengenommen hat das Ausmass der Umverteilung nicht mit der Zunahme der Marktungleichheit schrittgehalten, so dass eine geringfügige Zunahme bei den verfügbaren Einkommen resultiert. Im Gegensatz zu Immervoll & Richardson (2011) und Wang et al. (2014), die auf der Basis der Luxembourg Income Study in der Schweiz von einer Abnahme der Einkommensungleichheit berichten, stellt die vorliegende Studie keinen abnehmenden Trend fest.

#### *4.3.2 Partielle Umverteilungseffekte von Einkommens- und Vermögenssteuern*

Tabelle 4-5 zeigt auf, wie sich der Nettoumverteilungseffekt der Steuern in partielle Effekte einzelner Steuern zerlegen lässt. So lässt sich klären, welche Steuern zum abnehmenden Umverteilungseffekt beigetragen haben. Es ist ersichtlich, dass der Rückgang primär auf die reduzierte Steuerbelastung durch kantonale und der kommunale Steuern zurückzuführen ist, während der Umverteilungseffekt der direkten Bundessteuer stabil geblieben ist. Dies führt dazu, dass die anteilmässige Bedeutung der direkten Bundessteuer am Total der Umverteilung zugenommen hat. Am deutlichsten abgenommen hat die Verteilungswirkung bei den kommunalen Gemeindesteuern, aus der immerhin ein Viertel des Umverteilungseffektes resultiert. In der Summe hat bei den Gemeindesteuern sowohl die Progressivität in geringem Umfang abgenommen als auch die mittlere Steuerbelastung. Die Resultate legen nahe, dass die Umverteilungseffekte auf derjenigen Ebene am stärksten zurückgegangen sind, bei welcher der Steuerwettbewerb am stärksten zum Tragen kommt. Während die Bundessteuer dem internationalen Wettbewerb ausgesetzt ist, konkurrieren die föderalen Organisationseinheiten darunter zusätzlich mit weiteren Kantonen bzw. mit Gemeinden innerhalb des Kantons.

<sup>55</sup> Um welche Leistungen es sich genau handelt, kann leider nicht eruiert werden, weil lediglich eine Sammelkategorie zu Rentenleistungen vorliegt. Es kann jedoch vermutet werden, dass es sich um eine Zunahme bei den Renten aus der Altersvorsorge handelt und das Ergebnis das Resultat eine Folge der demographischen Alterung darstellt. Zumindest ist das Durchschnittsalter der Hauptdossierträger innerhalb der 10 Beobachtungsjahre um zwei Jahre angestiegen und für den Kanton Aargau ist keine Zunahme bei der Beanspruchung von Leistungen der Arbeitslosenversicherung oder anderen erwerbsersatzorientierten Sozialleistungen in diesem Zeitraum bekannt.

Tabelle 4-5: Partielle Umverteilungseffekte einzelner direkter Steuern, 2001 und 2011

	2001		2011	
	Abs.	in %	Abs.	in %
<b>Alle Steuern</b>				
Net-Umv (Reynolds-Smolensky)	0.022	100.0	0.021	100.0
Progressivitätsindex (Kakwani)	0.149	-	0.155	-
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0012	5.3	0.0010	4.7
Ø - Steuerbelastung	0.134	-	0.124	-
<b>Einkommenssteuer Bund</b>				
Net-Umv (Reynolds-Smolensky)	0.008	35.4	0.008	38.7
Progressivitätsindex (Kakwani)	0.336	-	0.355	-
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0000	0.1	0.0011	5.0
Ø - Steuerbelastung	0.021	-	0.021	-
<b>Einkommenssteuer Kanton</b>				
Net-Umv (Reynolds-Smolensky)	0.006	28.5	0.006	28.0
Progressivitätsindex (Kakwani)	0.115	-	0.118	-
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0001	0.5	0.0011	5.0
Ø - Steuerbelastung	0.049	-	0.046	-
<b>Vermögenssteuer Kanton</b>				
Net-Umv (Reynolds-Smolensky)	0.001	3.4	0.001	3.1
Progressivitätsindex (Kakwani)	0.141	-	0.144	-
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0000	0.2	0.0000	0.2
Ø - Steuerbelastung	0.005	-	0.004	-
<b>Einkommenssteuer Gemeinde</b>				
Net-Umv (Reynolds-Smolensky)	0.006	26.3	0.005	24.7
Progressivitätsindex (Kakwani)	0.111	-	0.110	-
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0001	0.5	0.0001	0.4
Ø - Steuerbelastung	0.047	-	0.043	-
<b>Vermögenssteuer Gemeinde</b>				
Net-Umv (Reynolds-Smolensky)	0.001	3.0	0.001	2.7
Progressivitätsindex (Kakwani)	0.132	-	0.134	-
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0000	0.2	0.0000	0.1
Ø - Steuerbelastung	0.005	-	0.004	-
<b>Kirchensteuer</b>				
Net-Umv (Reynolds-Smolensky)	0.001	3.4	0.001	2.8
Progressivitätsindex (Kakwani)	0.106	-	0.105	-
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0000	0.0	0.0000	0.0
Ø - Steuerbelastung	0.007	-	0.005	-

*Bemerkung:* Prozentwerte in den Zeilen „Net Umv (Reynolds-Smolensky)“ entsprechen dem Anteil der Umverteilung der jeweiligen Steuer an der Umverteilung aus allen Steuern. Prozentwerte in den Zeilen der horizontalen Neuordnungseffekte entsprechen der möglichen Zunahme der Umverteilung der jeweiligen Steuer ohne horizontale Neuordnungseffekte.

Die Tabelle gibt weitere Anhaltspunkte zur Bedeutung und Wirkungsweise der einzelnen Steuern. Obwohl die direkte Bundessteuer lediglich 1/8 der gesamten Steuerbelastung ausmacht (vgl. Tabelle 4-2), entfällt über ein Drittel des Umverteilungseffektes der Steuern auf diese Steuer. Wie dem Progressivitäts-Index zu entnehmen, ist dies die progressivste Steuer. Sie ist sogar progressiver als die Vermögenssteuern des Kantons und der Gemeinden. Die Vermögenssteuern sind allerdings progressiver als die Einkommenssteuern auf denselben föderalen Stufen. Diese wiederum tragen jedoch mehr zur Umverteilung bei, weil sie Steuerbelastungen in sehr viel höherem Umfang beinhalten.

Schliesslich beziffern horizontale Neuordnungs-Effekte, inwiefern ein Teil der möglichen Umverteilung durch eine im Rahmen der Steuerveranlagung entstandene Neusortierung von Haushalten mit ähnlicher Ausstattung bei den Bruttoeinkommen verloren geht. Der Wert von 5.3 % für alle Steuern steht dafür, dass die Umverteilung über Steuern 5.3 % höher hätte ausfallen können, wenn dabei keine Sortierverluste aufgetreten wären. Die Effekte der horizontalen Neuordnungen fallen über alle Steuern betrachtet eher gering aus. Stärker sind diese Effekte, wenn die Verteilungseffekte von steuerlichen Abzügen betrachtet werden.

#### *4.3.3 Partielle Umverteilungseffekte von steuerlichen Abzügen*

Welche Verteilungseffekte sind mit steuerlichen Abzügen verbunden? Tabelle 4-6 zeigt detaillierte Informationen der Verteilungseffekte, die aus steuerlichen Abzügen resultieren – aufgeschlüsselt für sechs Sammelkategorien. Weil die Abzüge einen indirekten Verteilungseffekt haben, indem sie die Effekte der Steuern moderieren, sind die Verteilungseffekte der Abzüge als Differenz der Effekte von Steuern ohne Abzüge im Vergleich zum Effekt von Steuern unter Einbezug des jeweiligen Abzuges gemessen. Dabei sind lediglich die Abzüge der Einkommenssteuern berücksichtigt. Sonderabzüge im Rahmen der Vermögenssteuer werden nicht thematisiert. Alle Abzüge zusammen genommen reduzieren die Umverteilungswirkung der Steuern erheblich (um -48.8 %, 2001 bzw. um -43.1 %, 2011). Der Progressions-index wird dabei jedoch lediglich geringfügig modifiziert. 2001 bewirkten die Abzüge eine Reduktion der Progression, während 2011 eine geringfügige Verschärfung resultierte. Viel stärker ins Gewicht fällt, dass die Abzüge mit hohen Steuererleichterungen verbunden sind und die mittlere Steuerbelastung gemäss Formel (5) als Multiplikator der bestehenden Progression fungiert. 2001 resultiert eine mittlere Steuererleichterung von 39.3 %, 2011 waren es etwas weniger: 37.5 %.

Tabelle 4-6: Partielle Umverteilungseffekte von steuerlichen Abzügen

	2001		2011	
	Abs.	in %	Abs.	in %
<b>Alle Abzüge</b>				
Δ-Net Umv (Reynolds-Smolensky)	-0.021	-48.8	-0.016	-43.1
Δ-Progressivitätsindex (Kakwani)	-0.005	-3.4	0.002	1.5
Δ-Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0003	29.7	0.0000	4.7
Δ-Ø-Steuerbelastung	-0.087	-39.3	-0.074	-37.5
<b>A_Sozialabzüge</b>				
Δ-Net Umv (Reynolds-Smolensky)	-0.002	-5.6	-0.002	-5.6
Δ-Progressivitätsindex (Kakwani)	0.003	2.2	0.001	1.0
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0004	50.2	0.0003	30.8
Δ-Ø-Steuerbelastung	-0.021	-9.4	-0.010	-5.1
<b>B_Berufsauslagen</b>				
Δ-Net Umv (Reynolds-Smolensky)	-0.001	-2.1	-0.001	-1.7
Δ-Progressivitätsindex (Kakwani)	0.017	11.2	0.016	10.7
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0002	20.9	0.0000	3.6
Δ-Ø-Steuerbelastung	-0.021	-9.4	-0.018	-9.2
<b>C_Liegenschaftskosten und Schuldzinsen</b>				
Δ-Net Umv (Reynolds-Smolensky)	-0.014	-33.0	-0.009	-25.2
Δ-Progressivitätsindex (Kakwani)	-0.030	-19.5	-0.019	-12.5
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0002	18.0	0.0000	0.9
Δ-Ø-Steuerbelastung	-0.036	-16.5	-0.028	-14.0
<b>D_Abzüge auf Anlagen und Versicherungen</b>				
Δ-Net Umv (Reynolds-Smolensky)	-0.003	-6.9	-0.003	-8.8
Δ-Progressivitätsindex (Kakwani)	0.006	3.6	0.004	2.5
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0000	0.1	0.0000	-4.6
Δ-Ø-Steuerbelastung	-0.019	-8.6	-0.019	-9.7
<b>E_Transferabzüge</b>				
Δ-Net Umv (Reynolds-Smolensky)	-0.001	-1.2	-0.001	-1.7
Δ-Progressivitätsindex (Kakwani)	0.001	0.4	0.000	0.1
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0000	3.1	0.0000	1.6
Δ-Ø-Steuerbelastung	-0.003	-1.3	-0.003	-1.6
<b>F&gt;Weitere_Abzüge</b>				
Δ-Net Umv (Reynolds-Smolensky)	0.000	-0.1	0.000	0.0
Δ-Progressivitätsindex (Kakwani)	0.000	0.0	0.000	0.0
Horizontale Neuordnungs-Effekte	0.0000	-0.1	0.0000	0.2
Δ-Ø-Steuerbelastung	0.000	-0.1	0.000	0.0

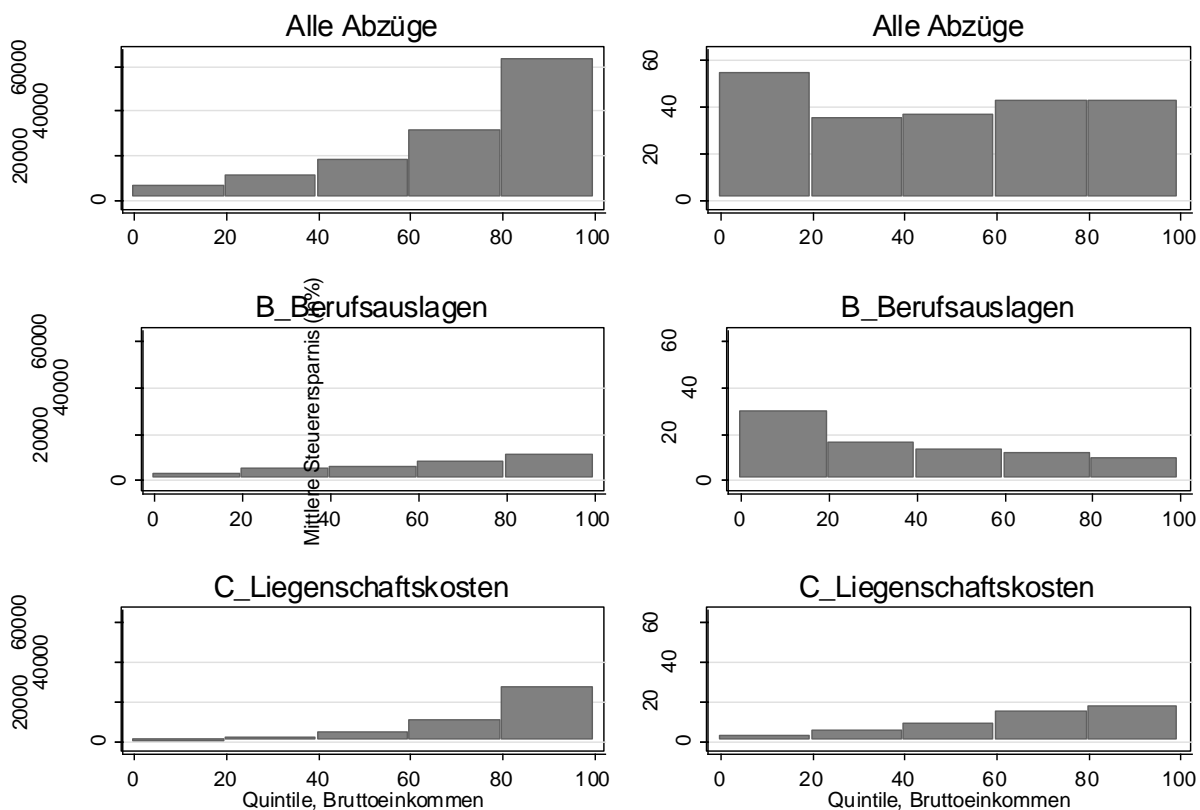
Bemerkung: Verteilungseffekte sind als Differenz ( $\Delta$ ) der Verteilungswirkung von Einkommenssteuern ohne steuerliche Abzüge zur Verteilungswirkung von Steuern inklusive des i-ten Abzuges definiert. Die Prozentwerte errechnen sich als Anteil der Differenz in Relation zum Effekt ohne steuerliche Abzüge. Die Ausgangswerte sind in Tabelle 4-12 und Tabelle 4-13 im Anhang geführt.

Die Detailanalyse einzelner Abzugskategorien zeigt ferner auf, dass die Verteilungseffekte der Abzüge stark variieren. Der grösste Beitrag zur Reduktion des Umverteilungseffektes der Steuern resultiert aus den Abzügen in Zusammenhang mit Liegenschaftskosten und Schuldzinsen. Um welche Schuldzinsen es sich dabei handelt, lässt sich nicht exakt identifizieren. In der überwiegenden Mehrheit der Fälle dürfte es sich jedoch um Hypothekarzinsen handeln. Im Vergleich von 2001 zu 2011 fällt auf, dass sich der Effekt in Zusammenhang mit Liegenschaftskosten und Schulden erheblich reduziert hat. Dies ist die bedeutsamste Veränderung über die Zeit. Erklären lässt sich dies mit einer stetigen Senkung des hypothekarischen Referenzzinssatzes, der 2001 4.25% betrug und 2011 bei 2.5% lag<sup>56</sup>. Diese Reduktion des Leitzinses ist entsprechend mit tieferen Schuldzinsen verbunden. Dies wiederum – wie die vorliegende Analyse zeigt – führte dazu, dass weniger Abzüge in Zusammenhang mit Liegenschaften geltend gemacht werden konnten. Der nächste Bereich mit bedeutsamem Einfluss auf die Verteilungswirkung von Steuern sind die Abzüge durch Kosten, die mit Anlagen und Versicherungen verbunden sind. Besonders ins Gewicht fallen in dieser Kategorie die Abzüge von überobligatorischen Einzahlungen in die Altersvorsorge (Einkäufe Säule 2, Beiträge Säule 3a und persönliche Beiträge AHV/IV). Dieser Bereich hat über die Zeit an Bedeutung gewonnen. Dies dürfte – wie auch die ebenfalls beobachtete gewachsene Bedeutung von Rentenzahlung – auf die demographische Alterung zurückzuführen sein.

Die Abzüge von Berufsauslagen stellen rein volumenmässig die zweitbedeutendste Kategorie dar. Dabei führen die Berufsauslagen zwar zu einer Verschärfung der Progression (mehr dazu weiter unten), der umverteilende Effekt der Einkommenssteuern wird jedoch durch berufliche Abzüge trotzdem reduziert, weil die damit verbundenen Steuerentlastungen die stärker gewordene Progression abschwächen. Selbst Sozialabzüge senken die Umverteilungs-Wirkung von Steuern. Gleichzeitig sind damit starke Effekte horizontaler Neuordnung verbunden. Diese Effekte werden um 50% (2001) bzw. 31% (2011) verschärft. Es handelt sich demnach um diejenigen Abzüge, die die Ungleichheit zwischen Haushalten mit ähnlicher finanzieller Situation vor Steuern am stärksten befördern.

<sup>56</sup> <http://www.mietrecht.ch/20.0.html> (eingesehen am 26.Juli 2016)

Abbildung 4-2: Mittlere Höhe der Abzüge (linke Spalte) und daraus resultierende relative Steuererleichterung (rechte Spalte) nach Quintilen des Bruttoeinkommens, 2011



*Bemerkung:* Die Mittlere Steuerersparnis ist als Anteil der Steuerreduktion in Bezug zur hypothetischen Steuerlast ohne Abzug definiert.

Abschliessend kann festgehalten werden, dass alle Abzüge die umverteilende Wirkung von Steuern mindern, obwohl einige die Progression verstärken und andere diese schwächen und in diesem Sinne eher einkommensschwachen bzw. Haushalten mit hohem Einkommen zugutekommen. Besonders auffällig ist dies, wenn die Effekte von Berufsauslagen und jene für Liegenschaftskosten verglichen werden. Damit die Effekte der Progressionsveränderung besser nachvollzogen werden können, wird abschliessend für diese beiden Abzugskategorien der Verteilungseffekt der Abzüge visuell nach Quintilen des Bruttoeinkommens aufgeschlüsselt. Dafür wird das Stata-Ado `pshare` verwendet (Jann, 2016), das eine einfache Darstellung von Perzentils-Anteilen mit Histogrammen ermöglicht. Abbildung 4-2 zeigt erstens den je Quintil des Bruttoeinkommens gemittelten Betrag der Abzüge (linke Spalte) und die daraus resultierende Steuererleichterung als Anteil der Steuerreduktion in Bezug auf die Steuerschuld ohne jegliche Abzüge (rechte Spalte). Wie aus der Abbildung ersichtlich wird, können hohe Einkommen betragsmässig deutlich mehr Abzüge geltend machen. Allerdings ist ihr Einkommen auch sehr viel höher. Die durch die Abzüge veränderte Progressionswirkung der Einkommenssteuer kann besser nachvollzogen werden, wenn die relativen Steuererleichterungen betrachtet werden. Alle Abzüge zusammen führen zur stärksten relativen Steuererleichterung bei den tiefsten Einkommen. Am wenigsten profitieren kann das zweite und dritte Quintil, jene

Einkommensgruppen also, die vereinfachend als Mittelschicht bzw. untere Mittelschicht bezeichnet werden können. In der Summe wird die Progression dadurch verschärft, aber der umverteilende Effekt der Einkommenssteuer nimmt trotzdem ab, wie bereits oben beschrieben. Eindeutiger – im Sinne der Begünstigung ausgewählter Einkommensgruppen – ist der Verlauf der Steuererleichterungen bei den Berufsauslagen (Progression wird verschärft) und bei Liegenschaften (Progression wird abgeschwächt). Die Berufsauslagen führen lediglich zu einer geringen Reduktion des Umverteilungseffektes, die Abzüge in Zusammenhang mit Liegenschaften und Schulden beeinflussen den Verteilungseffekt jedoch erheblich.

Hinsichtlich des über die Zeit schwächer gewordenen umverteilenden Effektes von Steuern kann schliesslich festgehalten werden, dass dies nicht eine Folge der Abzüge ist. Vielmehr ist der umverteilungsbremsende Effekt der Abzüge geringer geworden. Dies kann mit dem Rückgang der Zinskosten aus (Hypothekar)-Schulden erklärt werden, die entsprechend zu einer Abnahme der Abzüge in diesem Bereich geführt haben.

#### **4.4 Zusammenfassung und Diskussion**

Die Umverteilung von ökonomischen Ressourcen ist ein Weg, um Marktungleichheiten abzuheben und so breiten Bevölkerungsschichten die Teilhabe am national erwirtschafteten Wohlstand zu ermöglichen. Umverteilung im Rahmen des Steuersystems ist ein entscheidender Mechanismus. Durch die Ausgestaltung des Steuersystems werden die Lasten des öffentlichen Haushalts gemäss der wirtschaftlichen Leistungsfähigkeit von Bürgerinnen und Bürgern verteilt. Progressive Steuern weisen entsprechend einen umverteilenden Effekt auf. Jüngst hat die Ungleichheit der Einkommen in vielen Ländern der OECD wieder zugenommen. Besonders an dieser Entwicklung ist laut Expertinnen und Experten, dass dies hauptsächlich durch einen Rückgang der staatlichen Umverteilung begünstigt ist.

Der Frage, inwiefern dies auf das Steuersystem der Schweiz zutrifft, geht die vorliegende Studie mit einer Analyse von Individual-Steuerdaten des Kantons Aargau nach. Die Studie untersucht, wie sich die umverteilende Wirkung von direkten Einkommens- und Vermögenssteuern im Zeitraum von 2001 und 2011 verändert hat. Damit kann in dreierlei Hinsicht ein Beitrag zur Literatur geleistet werden. Erstens sind Survey-Erhebungen von Stichprobenverzerrungen betroffen, die besonders bei Verteilungsstudien ins Gewicht fallen. Ergänzende Studien zu den in der Literatur üblicherweise verwendeten Befragungsdaten mit alternativen Datenquellen sind daher dringend nötig – alleine zur Überprüfung der Frage, inwiefern die auf der Basis von Survey-Erhebungen beobachteten Veränderungen zutreffen. Zweitens ermöglichen Steuerdaten Detailanalysen zu Effekten einzelner Steuern. Die Schweiz mit einem auf einzigartige Weise dezentral organisierten Fiskalsystem, veranlagt Steuern auf den unterschiedlichen föderalen Stufen (Bund, Kantone und Gemeinden). Sie ist damit ein geeignetes Versuchsfeld zur Untersuchung der Auswirkungen in Steuerfragen, die als Folge von regionalem Steuerwettbewerb gesehen werden können. Drittens beinhaltet die vorliegende Studie eine Detailanalyse der Verteilungseffekte, die aus steuerlichen



Abzügen hervorgehen. Steuerliche Abzüge verfolgen teils soziale Zwecke, indem Familien oder Kranke entlastet werden, teils werden damit Verhaltensanreize gesetzt, indem etwa das Sparen für ein Auskommen im Alter begünstigt wird, teils sind sie einfach das Abbild einer über die Jahre gewachsenen Umsetzung von Einzelinteressen. Entsprechend undurchsichtig ist ihre Wirkungsweise. Die vorliegende Studie kann nun erstmals aufzeigen, welche Verteilungseffekte aus den Abzügen als Gesamtes hervorgehen und welche Rolle dabei einzelne Abzüge spielen.

Methodisch verfolgt die Studie einen Gini basierten sequentiellen Dekompositionsansatz. Ausgehend vom Reynolds-Smolensky Nettoumverteilungseffekt, der sich aus der Differenz des Gini-Koeffizienten der Markteinkommen und des Gini-Koeffizienten der Einkommen nach Steuern berechnet, wird damit der umverteilende Effekt von Steuern in drei Komponenten zerlegt: (a) die Progression, (b) die mittlere Steuerbelastung, die als Multiplikator der Progression fungiert und (c) horizontale Effekte der Neuordnung, die entstehen, wenn Haushalte mit ähnlicher finanzieller Ausgangssituation durch die Besteuerung die Plätze in der Einkommensverteilung nach Steuern tauschen. Dieser Nebeneffekt führt zu einer Reduktion der möglichen Umverteilungswirkung von Steuern, tritt jedoch insbesondere in Zusammenhang mit steuerlichen Abzügen auf. Weiter lässt der Ansatz zu, den Beitrag einzelner Steuern und steuerlicher Abzüge zum Nettoumverteilungseffekt zu ermitteln. Damit kann eruiert werden, welche Bedeutung einzelnen Steuern bzw. Abzügen im Rahmen des Steuersystems zukommt.

Hinsichtlich der Frage, ob der Ungleichheitstrend bei den verfügbaren Einkommen im Zeitraum von 2001 bis 2011 jenem entspricht, der in Survey-Erhebungen gefunden wird, kommt die vorliegende Studie zu einem abweichenden Ergebnis. Die Einkommensschere von Arm zu Reich ist grösser geworden. Da es sich beim Kanton Aargau um den viertbevölkerungsreichsten Kanton der Schweiz handelt und dessen sozio-ökonomischen Struktur den Schweizer Durchschnitt abbildet, kann vermutet werden, dass dies nicht eine Besonderheit des Kantons darstellt. Vielmehr dürfte dies auf die Qualität der Daten zurückzuführen sein, die sowohl Veränderungen bei den höchsten wie auch bei den tiefsten Einkommen erfassen. Da Steuerdaten jedoch Haushalte – die übliche statistische Einheit von Verteilungsstudien – nicht adäquat abbilden, kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Zunahme ebenfalls durch Veränderungen der fiskalischen Haushaltskonstellationen zustande kommt.

Die Zunahme bei der Ungleichheit der verfügbaren Einkommen ist schliesslich durch eine Abnahme des umverteilenden Effektes von Steuern bedingt. Die Dekomposition des Nettoeffektes in die einzelnen Komponenten der Einkommens- und Vermögenssteuern von Bund, Kantonen und den Gemeinden zeigt dabei auf, dass die Umverteilungswirkung von Steuern auf der untersten staatlichen Ebene – den Gemeinden – am stärksten nachgelassen hat. Auch der Umverteilungseffekt der Kantonssteuern hat abgenommen. Die in den 2000er Jahren erfolgten Reformen zur Steuerentlastung, die hohe Einkommen überproportional entlasteten, haben entsprechend ihre Wirkung gezeigt. Die umverteilende Wirkung der direkten Bundessteuer blieb über den Be-

obachtungszeitraum jedoch konstant. Dies legt die Schlussfolgerung nahe, dass der Steuerwettbewerb in Regionen mit stark dezentralem Fiskalsystem insbesondere bei den kleinsten regionalen Einheiten, die dem Steuerwettbewerb am intensivsten ausgesetzt sind, zu weniger Umverteilung über Steuern führt.

Nicht beigetragen zur geringeren Umverteilungswirkung von Einkommenssteuern haben die steuerlichen Abzüge. Diese reduzieren den Verteilungseffekt zwar erheblich (um -48.8 %, 2001 bzw. um -43.1 %, 2011), weil sie mit umfassenden Steuerentlastungen verbunden sind. Ganz besonders ins Gewicht fallen dabei die Abzüge, die auf der Basis von angefallenen Liegenschaftskosten und bezahlten (Hypothekar-)Schuldzinszahlungen gemacht werden. Diese führen zu einer starken Entlastung der Steuerschuld bei hohen Einkommen, während tiefe Einkommen dadurch nur geringe Steuererleichterungen erfahren. Weil in den letzten Jahrzehnten der Referenzzinssatz zur Bestimmung von Schuldzinsen jedoch deutlich zurückging und die Belastung durch Schuldzinsen entsprechend gesunken ist, konnten weniger Abzüge in diesem Bereich geltend gemacht werden und der umverteilungsbremsende Effekt von Abzügen ist tiefer ausgefallen. Schliesslich können Sozialabzüge als Abzüge mit den stärksten horizontalen Effekten der Neuordnung identifiziert werden.

## 4.5 Anhang 4

Tabelle 4-7: Marginalbelastung durch Kantons-, Gemeinde und Kirchensteuer in Prozent des Bruttoarbeitseinkommens, ledig in Aarau lebend

	2001	2011	$\Delta$ Prozent-Punkte
Tiefe Einkommen (0 bis 35'000)	3.0	1.2	1.9
Mittlere Einkommen (35'001 - 60'000)	8.9	7.6	1.3
Hohe Einkommen (60'001 - 125'000)	14.5	12.6	1.9
Sehr hohe Einkommen (125'001 - 1'000'000)	21.7	17.9	3.8

Quelle: Steuerbelastung in den Kantonshauptorten Eidgenössische Steuerverwaltung, Mittlere Belastung über ausgewiesene Einkommensklassen

Tabelle 4-8: Marginalbelastung durch Kantons-, Gemeinde und Kirchensteuer in Prozent des Bruttoarbeitseinkommens, verheiratet, zwei Kinder in Aarau lebend

	2001	2011	$\Delta$ Prozent-Punkte
Tiefe Einkommen (0 bis 35'000)	0.2	0.0	0.2
Mittlere Einkommen (35'001 - 60'000)	1.6	1.2	0.4
Hohe Einkommen (60'001 - 125'000)	6.5	5.9	0.6
Sehr hohe Einkommen (125'001 - 1'000'000)	18.4	14.5	3.9

Quelle: Steuerbelastung in den Kantonshauptorten Eidgenössische Steuerverwaltung, Mittlere Belastung über ausgewiesene Einkommensklassen

Tabelle 4-9: Zuteilung einzelner steuerlicher Abzüge zu übergeordneten Kategorien

---

---

**A Sozialabzüge**

- A1 Zweitverdienerabzug
- A2 Sonderabzüge für zweitverdienende Ehegatten bei Mitarbeit im eigenen Geschäft
- A3 Krankheits- und behinderungsbedingte Kosten
- A4 Kinderabzüge
- A5 Abzug für unterstützte Personen
- A6 Invalidenabzug
- A7 Betreuungsabzug
- A8 Abzug für ausbezahlte Leibrenten

**B Berufsauslagen**

- B1 Diverse Berufskosten Einzelperson/Ehemann+Ehefrau
- B2 Berufsnotwendige Kinderbetreuung

**C Liegenschaftskosten und Schuldzinsen**

- C1 Liegenschaftskosten
- C2 Schuldzinsen

**D Abzüge auf Anlagen und Versicherungen**

- D1 Vermögensverwaltungskosten
- D2 Einkäufe Säule 2, Einzelpersonen/Ehemann und Ehefrau
- D3 Beiträge Säule 3a
- D4 Persönliche Beiträge AHV/IV
- D5 Versicherungsprämien und Zinsen von Sparkapital

**E Unterhaltsbeiträge und gemeinnützige Zuwendungen (Transferabzüge)**

- E1 Unterhaltsbeiträge an Ehegatten
- E2 Unterhaltsbeiträge an Kinder
- E3 Parteienspenden
- E4 Freiwillige Zuwendungen

**F Andere Abzüge**

---

---

Tabelle 4-10: Umverteilungseffekte von Einkommens- und Vermögenssteuern der direkten Bundessteuer, Kantonssteuer, Gemeinde und Kirchensteuer, Kanton Aargau 2001

	pre-tax Gini	post-tax Gini	Mittlere St.Belast.	Reynolds- Smolensky net Umv	Kakwani progressivity index	Vertical equity	Reranking
Steuern(Total)	0.4131	0.3912	0.1336	0.0219	0.1495	0.0231	0.0012
dBSt	0.4131	0.4059	0.0210	0.0072	0.3360	0.0072	0.0000
KSt (Eink+Verm)	0.4131	0.4066	0.0539	0.0065	0.1174	0.0067	0.0002
Kst-Eink	0.4131	0.4073	0.0488	0.0058	0.1149	0.0059	0.0001
Kst-Verm	0.4131	0.4124	0.0051	0.0007	0.1414	0.0007	0.0000
Gst (Eink+Verm)	0.4131	0.4071	0.0515	0.0060	0.1134	0.0062	0.0002
Gst-Eink	0.4131	0.4078	0.0467	0.0054	0.1114	0.0055	0.0001
Gst-Verm	0.4131	0.4125	0.0048	0.0006	0.1322	0.0006	0.0000
KiSt	0.4131	0.4124	0.0066	0.0007	0.1060	0.0007	0.0000
Ungewichtete Effekte							

Tabelle 4-11: Umverteilungseffekte von Einkommens- und Vermögenssteuern der direkten Bundessteuer, Kantonssteuer, Gemeinde und Kirchensteuer, Kanton Aargau 2011

	pre-tax Gini	post-tax Gini	Mittlere St.Belast.	Reynolds- Smolensky net Umv	Kakwani progressivity index	Vertical equity	Reranking
Steuern(Total)	0.4221	0.4011	0.1242	0.0210	0.1549	0.0220	0.0010
dBSt	0.4221	0.4145	0.0211	0.0076	0.3552	0.0077	0.0001
KSt (Eink+Verm)	0.4221	0.4160	0.0504	0.0061	0.1177	0.0062	0.0001
Kst-Eink	0.4221	0.4166	0.0460	0.0055	0.1151	0.0056	0.0001
Kst-Verm	0.4221	0.4215	0.0044	0.0006	0.1443	0.0006	0.0000
Gst (Eink+Verm)	0.4221	0.4167	0.0470	0.0054	0.1117	0.0055	0.0001
Gst-Eink	0.4221	0.4173	0.0429	0.0048	0.1096	0.0049	0.0001
Gst-Verm	0.4221	0.4216	0.0041	0.0005	0.1340	0.0005	0.0000
KiSt	0.4221	0.4216	0.0053	0.0006	0.1051	0.0006	0.0000
Ungewichtete Effekte							

Tabelle 4-12: Umverteilungseffekte von steuerlichen Abzügen, Kanton Aargau 2001

	pre-tax Gini	post- tax Gini	Mittlere St.Belast	Reynolds- Smolensky net Umv	Kakwani progressivity index	Vertical equity	Reranking
Ohne Abzüge	0.4131	0.3703	0.2201	0.0428	0.1548	0.0437	0.0009
Mit Abzügen (real)	0.4131	0.3912	0.1336	0.0219	0.1495	0.0231	0.0012
A_Sozialabzüge	0.4131	0.3730	0.2077	0.0401	0.1582	0.0415	0.0013
B_Berufsauslagen	0.4131	0.3713	0.1995	0.0418	0.1721	0.0429	0.0011
C_Liegenschaftskost.	0.4131	0.3861	0.1839	0.0270	0.1245	0.0280	0.0011
D_Finanzkosten	0.4131	0.3736	0.2013	0.0395	0.1603	0.0404	0.0009
E_Transferabzüge	0.4131	0.3709	0.2173	0.0422	0.1553	0.0431	0.0009
F>Weitere_Abzüge	0.4131	0.3704	0.2200	0.0427	0.1547	0.0436	0.0009

Ungewichtete Effekte

Tabelle 4-13: Umverteilungseffekte von steuerlichen Abzügen, Kanton Aargau 2011

	pre-tax Gini	post- tax Gini	Mittlere St.Belast	Reynolds- Smolensky net Umv	Kakwani progressivity index	Vertical equity	Reranking
Ohne Abzüge	0.4221	0.3852	0.1987	0.0369	0.1525	0.0378	0.0009
Mit Abzügen (real)	0.4221	0.4011	0.1242	0.0210	0.1549	0.0220	0.0010
A_Sozialabzüge	0.4221	0.3875	0.1886	0.0346	0.1540	0.0358	0.0012
B_Berufsauslagen	0.4221	0.3859	0.1804	0.0362	0.1688	0.0372	0.0010
C_Liegenschaftskost.	0.4221	0.3956	0.1708	0.0265	0.1335	0.0275	0.0010
D_Finanzkosten	0.4221	0.3888	0.1794	0.0333	0.1563	0.0342	0.0009
E_Transferabzüge	0.4221	0.3859	0.1956	0.0362	0.1527	0.0371	0.0010
F>Weitere_Abzüge	0.4221	0.3852	0.1986	0.0369	0.1525	0.0378	0.0009

Ungewichtete Effekte

## 5 Ungleichheit und Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt

In funktional differenzierten Gesellschaften ist der Arbeitsmarkt konstituierendes Element für den sozialen Zusammenhalt. Durkheim (1992) folgend bildet die Arbeitsteilung eine Grundlage für die „organische Solidarität“, die in diesem Sinne Quelle eines Kollektivbewusstseins ist und Teilhabe an Gesellschaft ermöglicht. So gesehen ist das Risiko der gesellschaftlichen Ausgrenzung ohne Zugang zum Arbeitsmarkt stark erhöht und der Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt kann als ein zentrales Risiko der Moderne beschrieben werden (Kronauer, 2007). Leisering (2000:13f) spricht in diesem Zusammenhang sogar von der Segmentationslinie am Arbeitsmarkt, die über die ökonomische und gesellschaftliche Einbindung von Individuen und sozialen Gruppen entscheidet.

Das Risiko des Ausschlusses aus dem Arbeitsmarkt ergibt sich aus dem Zusammenspiel verschiedener Faktoren. Dabei sind strukturelle Faktoren bedeutsam, wie etwa die wirtschaftliche Gesamtlage eines Landes, die Regulierung des Arbeitsmarktes, der Zugang zu Bürgerrechten, arbeitsmarktliche Diskriminierungen oder die Ausgestaltung des Systems der Sozialen Sicherheit. In der neueren Zeit bezüglich Letzterem von Bedeutung ist die Transformation des traditionell „schützenden“ Wohlfahrtsstaates hin zu einem aktivierenden Wohlfahrtsstaat (Giddens, 1998; Hudson & Kühner, 2009; Morel, Palier & Palme, 2009, 2012; Taylor-Gooby, 2008). Mit diesem Wechsel geht eine Zunahme an Massnahmen zur beruflichen Integration einher (Eichhorst, Kaufmann & Konle-Seidl, 2008; Vandenbroucke, 2001), die mit finanziellen Leistungen und Beratungsdienstleistungen verbunden werden, die vor einem Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt schützen sollen. Weiter sind individuelle Potenziale ausschlaggebend (z.B. Gesundheit und Bildung, vgl. (Arndt, Dann, Kleimann, Strotmann & Volkert, 2006; Sen, 1999). Die wirtschaftliche Leistungsfähigkeit des Individuums ist dabei nicht nur hinsichtlich dessen Stellung auf dem Arbeitsmarkt von Bedeutung, sondern auch betreffend der gewährten Leistungen der Sozialen Sicherheit. Heron & Dwyer (1999) warnen jedoch vor einer übertriebenen Koppelung von Sozialer Sicherheit an die wirtschaftliche Leistungsfähigkeit, da dies kritische Dynamiken in einer Gesellschaft auslösen kann. Soziale Teilhabe und Soziale Sicherheit würde damit nur jenen gewährt, die sich am Arbeitsmarkt bewähren und neuen Formen der Marginalisierung sozial schwacher Gruppen würde Vorschub geleistet. Vor diesem Hintergrund scheint es uns angezeigt, das Risiko des arbeitsmarktlichen Ausschlusses mit einem sozialstrukturellen Fokus zu untersuchen. Mit der jüngsten Wirtschaftskrise in Europa, die einerseits eine Zunahme der Zahl der Arbeitslosen auf ein Rekordhoch von 26.5 Mio. (10.9% der Erwerbsbevölkerung) im ersten Quartal 2013 zur Folge hatte (Eurostat, 2014) und andererseits Spardruck auf Leistungen der Sozialen Sicherheit im Sinne deren nachhaltigen Finanzierbarkeit (Mira d'Ercole & Salvini, 2003) erzeugte, gewinnt die Frage der Selektivität von Exklusionsprozessen zusätzlich an Dringlichkeit.

Für die Schweiz existieren bereits verschiedene Studien, die Risikogruppen identifizieren (Abschnitt 5.1). Studien zum arbeitsmarktlichen Ausschluss, die auf Längsschnittdaten beruhen,

sind jedoch rar. Dies hat unter anderem mit der mangelhaften Datenlage zu tun. Da in der Schweiz die Beteiligung am Arbeitsmarkt generell hoch ist und die Arbeitslosigkeit im europäischen Vergleich eher tief ausfällt, sind Prozesse des arbeitsmarktlichen Ausschlusses vergleichsweise selten, für die Betroffenen damit aber nicht weniger problematisch. Entsprechend sind Exklusionsprozesse mit gängigen Survey-Befragungen schwer zu untersuchen und daher wenig erforscht. Diese Lücke möchten wir mit diesem Beitrag füllen, indem wir uns auf eine bisher wenig genutzte Verknüpfung verschiedener Administrativdaten abstützen (Abschnitt 5.2). Für die Analysen definieren wir verschiedene Zustände, die unterschiedliche Biografien hinsichtlich der Teilnahme und dem Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt abbilden. Im Zentrum steht dabei die Frage, inwiefern das Risiko eines arbeitsmarktlichen Ausschlusses für soziale Gruppen unterschiedlich ist. Für die Schätzung sozialstruktureller Effekte auf das Risiko der Exklusion vom Arbeitsmarkt verwenden wir die Methode der multiplen logistischen Regression (Abschnitt 5.2.4). In der Ergebnispräsentation knüpfen wir an bestehende sozialstrukturelle Erkenntnisse an, fokussieren auf die Bedeutung von vertikalen Schichtmerkmalen und die Merkmale zur Beschreibung der horizontalen Sozialstruktur, indem wir theoriegeleitete Modellschätzungen zu sozialstrukturellen Effekten auf Exklusionsrisiken präsentieren (Abschnitt 5.4). Darauf basierend können Schlussfolgerungen gezogen werden, in welche Zielgruppen das System der Sozialen Sicherheit mehr investieren sollte, um zukünftige Belastungen des Systems zu verringern (Abschnitt 5.5).

## **5.1 Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt aus sozialstruktureller Perspektive**

Zur Beurteilung sozialstruktureller Risiken des Ausschlusses aus dem Arbeitsmarkt orientieren wir uns einerseits an einem eher traditionellen Schichtungsmodell, das eine Strukturierung der Gesellschaft im Sinne einer vertikalen, hierarchischen Gliederung vornimmt. Individuelle Chancen und Risiken gehen demnach stark mit einmal erreichter gesellschaftlicher Position einher (Böhnke, 2006; Gallie & Paugam, 2000; Muffels, Tsakloglou & Mayes, 2002). Andererseits gehen wir davon aus, dass sich Exklusionsrisiken ebenso horizontal gesellschaftlich strukturieren und dass sich soziale Problemlagen demnach entlang von askriptiven bzw. zugeschriebenen Merkmalen zeigen, die nicht primär durch Leistung erworben werden (Jungbauer-Gans & Gross, 2009). Diese konzeptionelle Unterscheidung von vertikaler Schichtung und horizontaler Sozialstruktur scheint uns zielführend, weil damit unterschiedliche Prozesse sozialer Ungleichheit untersucht werden können. Für den gesellschaftlichen Diskurs bezüglich der Bewertung sozialer Problemlagen bzw. für die Umsetzung von sozialpolitischen Massnahmen müssen die beiden Ansätze gesellschaftlicher Strukturierung gesondert betrachtet werden, weil sie unterschiedliche gesellschaftliche Dynamiken beleuchten.

In *vertikalen Schichtungsmodellen* wird die individuelle Position jedes Einzelnen über den sozioökonomischen Status bestimmt (Duncan, 1961; Geissler, 1994). Empirisch wird der sozioökonomische Status häufig über die meritokratische Triade Einkommen, Bildung und Beruf angenähert (Bergman & Joye, 2001). Bezüglich arbeitsmarktlichen Risiken wird in der Schweiz die



Bedeutung des Bildungsstandes ganz besonders hervorgehoben (Ruch et al., 2011; Ruch & Priester, 2013). Weil die Schweiz eine stark wissensbasierte Gesellschaft ist, sind insbesondere Personen ohne nachobligatorischen Bildungsabschluss einem erhöhten Risiko der Ausgrenzung vom Arbeitsmarkt ausgesetzt (Fritschi, 2013). Entsprechend sind bei Personen ohne nachobligatorische Ausbildung bei Arbeitslosigkeit verminderte Chancen für eine nachhaltige Reintegration in den Arbeitsmarkt beobachtbar (Fluder, Salzgeber, Fritschi, Graf & Röthlisberger, 2013) und wesentlich längere Bezugsdauern in der Sozialhilfe (Salzgeber, Fritschi & Graf, 2010). Eng verknüpft mit dem Bildungsstand ist die Möglichkeit einen bestimmten Beruf ausüben zu können. In der Tradition der Schichtungstheoretiker, die von Erikson & Goldthorpe (1992) geprägt sind, ist der Beruf die wesentliche Quelle sozialer Differenzierung, der über den sozialen Status und somit über soziale Chancen und Risiken entscheidet. Tatsächlich weisen Fluder, Salzgeber, Fritschi, Graf, et al. (2013) für gewisse Berufsarten bzw. Branchen ein erhöhtes Risiko für Verläufe mit langen Sozialleistungsbezügen nach. Der funktionalistischen Schichtungstheorie (Davis & Moore, 1945) folgend ist schliesslich das Erwerbseinkommen der Schlüssel-Indikator des sozioökonomischen Status, weil es das Ergebnis eines Stratifikationsprozesses ist, in welchem die Besetzung zentraler gesellschaftlicher Positionen über Marktmechanismen geregelt wird. So gesehen verweist das Erwerbseinkommen direkt auf die gesellschaftliche Position. Fluder, Salzgeber, Fritschi, Pfiffner, et al. (2013) zeigen für Neubeziehende von Invalidenrenten auf, dass diesen häufig Phasen beruflicher Desintegration mit sinkendem Erwerbseinkommen vorangehen. Weitergehende Studien bezüglich des Zusammenhanges von Erwerbseinkommen und Exklusionsrisiken existieren bisher nicht. Besonders ungünstige Chancen sind jedoch für jene zu erwarten, die in Tieflohnbranchen mit geringem Jahreseinkommen und prekären Anstellungsbedingungen tätig sind. Diese Personen können Lebensumständen ausgesetzt sein, die mit höheren gesundheitlichen Risiken verbunden sind, wie es etwa Hradil (2006) beschreibt. Häufig damit verbunden sind hohe körperliche Belastungen am Arbeitsplatz und/oder repetitive Aufgaben ohne Gratifikation. Alles in allem können diese Belastungen zu gesundheitlichen Beeinträchtigungen führen und bei Chronifizierung derselben erhöht sich das Risiko eines gesundheitlich bedingten Ausschlusses aus dem Arbeitsmarkt.

Das vertikale Schichtgefüge bildet sicherlich eine Hauptdimension, nicht aber die einzige Struktur sozialer Ungleichheit in modernen Gesellschaften. Weniger eindeutig ist jedoch, welches die Merkmale zur Beschreibung *horizontaler Sozialstruktur* sind und wie die Exklusionsrisiken horizontal angeordnet sind. Das Lebenszyklus-Konzept (Whelan & Maître, 2008) betont etwa die Bedeutung von kritischen Übergängen im Lebenslauf, die im Zuge des post-industriellen Überganges neue soziale Risiken hervorgebracht haben (Bonoli, 2005, 2007). Zentrale Ereignisse sind etwa der Übergang von der Phase der Ausbildung in den Arbeitsmarkt oder Phasen mit familiärem Umbruch, wenn etwa eine Familie gegründet wird, wenn Betreuungspflichten anfallen oder es zu einer Trennung kommt. Tatsächlich scheinen Alter und die Haushaltsform Kernindikatoren zu sein, wenn Unterschiede hinsichtlich Sozialleistungsbezügen betrachtet werden. Junge Erwachsene aber auch Personen in fortgeschrittenem Erwerbsalter sind überproportional häufig auf

Sozialhilfe angewiesen (Ruch et al., 2011). Lange Bezugsdauern weisen zudem insbesondere Neubeziehende mit Kindern im Vorschulalter oder mit mehreren Kindern auf (Salzgeber et al., 2010). Fluder, Salzgeber, Fritschi, Graf, et al. (2013) belegen weiter, dass Personen mit Unterhaltspflichten und Geschiedene sehr viel mehr Mühe bekunden, bei Arbeitslosigkeit wieder zurück in den Arbeitsmarkt zu finden. Ferner ist davon auszugehen, dass nach wie vor traditionelle Vorstellungen hinsichtlich der Rollen- und Aufgabenteilung zwischen Männern und Frauen bestehen, die dazu führen, dass Frauen sich vermehrt ganz oder teilweise aus dem Arbeitsmarkt zurückziehen, wenn es die familiäre Situation erfordert. Dies spiegelt sich in tieferen Erwerbsquoten der Frauen wieder (Nettoerwerbsquote 2014; Frauen 78.7%, Männer 88.1%, vgl. (BFS, 2015b). Fluder, Salzgeber, Fritschi, Graf, et al. (2013) weisen zudem nach, dass Frauen länger Arbeitslosentaggelder beziehen als Männer. Hingegen sind Arbeitslosentaggelder beziehende ledige Männer häufiger von einem Übertritt in die Sozialhilfe betroffen als Frauen. Schliesslich wird die Nationalität häufig als weiterer Risikofaktor beschrieben. Ausländerinnen und Ausländer sind etwa in der Sozialhilfe übervertreten (Ruch et al., 2011). Die zugrundeliegenden Wirkmechanismen sind jedoch komplex. Einerseits ist ein indirekter Effekt von Bildung zu erwarten. Gerade für jene Personen, die erst nach der obligatorischen Schulzeit in die Schweiz gezogen sind und die über keinen nachobligatorischen Bildungsabschluss verfügen bzw. deren Zertifikate in der Schweiz nicht anerkannt werden, ist es schwierig, diese in der Schweiz nachzuholen. Hinzu kommen kulturelle Unterschiede, aufgrund derer sich die Arbeitsmarktchancen von Migrantinnen und Migranten vermindern können. Gelingt ausländischen Staatsangehörigen die Integration in den schweizerischen Arbeitsmarkt nicht wunschgemäss, so ist zudem zu erwarten, dass sie eher die Suche nach Arbeitsangeboten ausserhalb der Schweiz ausweiten und entsprechend die Schweiz verlassen. Schliesslich gilt es anzumerken, dass ausländische Staatsangehörige keine homogene Gruppe darstellen und grosse Unterschiede nach Herkunftsland zu beobachten sind. So stellen Fluder, Salzgeber, Fritschi, Graf, et al. (2013) etwa fest, dass insbesondere für Personen mit Nationalitäten ausserhalb der EU27/EFTA ein erhöhtes Risiko der Ausgrenzung aus dem Arbeitsmarkt besteht, während dies für Personen mit Nationalitäten innerhalb der EU27/EFTA nicht der Fall ist.

Bisherige Studien basieren entweder auf Ergebnissen im Querschnitt oder fokussieren in Längsschnittstudien auf Sozialleistungsbezugsdauern. Bisher fehlt eine gesamtheitliche Betrachtung der Prozesse bezüglich des Ausschlusses aus dem Arbeitsmarkt. Keine Aussage kann darüber gemacht werden, welche Gruppen aus dem Arbeitsmarkt ausgeschlossen werden, ohne dass damit ein Bezug von materiellen Leistungen der Sozialen Sicherheit verbunden ist, wie es etwa der Fall ist, wenn sich eine Person aus familiären Gründen aus dem Arbeitsmarkt zurückzieht oder die Schweiz durch Emigration verlässt. Hinsichtlich sozialstruktureller Effekte ist ferner gänzlich unbekannt, welche Zusammenhänge betreffend dem zentral vertikal stratifizierenden Merkmal, dem Erwerbseinkommen, und Exklusionsprozessen bestehen. Wie stark die Koppelung von wirtschaftlicher Leistungsfähigkeit und dem Risiko des arbeitsmarktlichen Ausschlusses grundsätz-

lich ist und ob dieser Zusammenhang allenfalls durch das System der Sozialen Sicherheit gemindert wird, ist daher unbekannt.

## 5.2 Daten und Methoden

### *5.2.1 Administrativdaten der Sozialen Sicherheit und Kohortendefinition*

Prozesse der arbeitsmarktlichen Ausgrenzung können unseres Erachtens am besten abgebildet werden, wenn Informationen zu Sozialleistungsbezügen sowie zu Erwerbstätigkeit über einen längeren Zeitraum vorliegen. Für diese Zweck eignen sich die sogenannten SHIVALV-Daten. Diese umfassen Leistungsbezugsdaten aus der Sozialhilfe (SH), der Invalidenversicherung (IV) und der Arbeitslosenversicherung (ALV) (Kolly, 2011, 2013). Die SHIVALV-Daten stehen uns für die Jahre 2005 bis 2010 zur Verfügung und umfassen monatsweise Leistungszahlungen für alle Personen, die in diesen Jahren in der Schweiz Sozialhilfe, eine Invalidenrente und/oder Arbeitslosentaggelder bezogen haben. Für diese Personen stehen uns zusätzlich die Konteneinträge aus obligatorischen Beiträgen der Alters- und Hinterlassenenversicherung (AHV-IK Konten) der Jahre 2000 bis 2010 zur Verfügung. Wir können damit bestimmen, ob die Personen in diesem Zeitraum bzw. vor und nach Sozialleistungsbezügen im Arbeitsmarkt integriert waren oder nicht.

Damit die Vielzahl dieser Informationen sinnvoll interpretiert werden kann, definieren wir eine Jahreskohorte, die uns als Basis für Analysen des Ausschlusses aus dem Arbeitsmarkt dienen soll. Dies umfasst die Fokussierung auf Personen, die zunächst im Arbeitsmarkt integriert waren, deren Lebensumstände jedoch einen Bezug von Sozialleistungen erforderlich machten. Konkret fokussieren wir auf Personen, die im Jahr 2005 durchgehend erwerbstätig waren, d.h. in den AHV-IK Konten wurde in jedem Monat ein Lohn gemeldet, und die danach 2006 neu<sup>57</sup> Sozialhilfe oder Arbeitslosentaggelder bezogen haben. Unsere empirischen Analysen setzen wir demnach in Bezug zu Systemzweigen der Sozialen Sicherheit, welche arbeitsmarktliche Risiken abdecken. Eine Mehrheit von Exklusionsverläufen können wir mit dieser definitorischen Eingrenzung erfassen. Nicht im Blickfeld haben wir jedoch Personen, die vom Arbeitsmarkt ausscheiden, ohne je finanzielle Leistungen der Sozialen Sicherheit bezogen zu haben. Nichtbezug auf Grund von Stigmatisierungsängsten ist insbesondere in der Sozialhilfe zu erwarten (Neuenschwander, Hümbelin, Kalbermatter & Ruder, 2012) und es ist zu vermuten, dass die Nichtbezugsquote der Sozialhilfe in der Schweiz ca. bei einem Viertel liegt (vgl. Kapitel 6). Unserer definitorischen Eingrenzung folgend startet der Beobachtungszeitraum jedoch mehrheitlich mit einer Unterstützung durch die Arbeitslosenversicherung, deren Beanspruchung weniger mit Stigmatisierung verbunden ist. Erfolgt später ein Austritt ohne Beanspruchung von Sozialhilfe, so ist dies in unseren Daten ersichtlich.

<sup>57</sup> Personen, die im Jahr 2005 eine oder mehrere Sozialleistungen sowie solche, die im Jahr 2004 ALV-Leistungen oder IV-Taggelder bezogen haben, schliessen wir für die Analysen aus. Damit wird sichergestellt, dass es sich um „Neueintritte“ in einen Bezug von finanziellen Leistungen aus dem System der Sozialen Sicherheit handelt und nicht um Personen mit nach einem kurzen Unterbruch fortgesetzten Bezügen.

Altersmässig fokussieren wir mit obiger Definition auf volljährige Einzelpersonen bzw. Fallträger/innen.<sup>58</sup> Weiter ausgeschlossen werden Personen, die innerhalb des Beobachtungszeitraums das Rentenalter erreichten oder frühzeitig in Altersrente gingen, sowie Personen, welche zuerst über die Invalidenversicherung einen materiellen Leistungsbezug aufwiesen.<sup>59</sup> Damit wird die Untersuchungspopulation auf 63'575 Personen im Alter zwischen 18 und 60 eingegrenzt, wobei die Mehrheit der Fälle über die ALV eingetreten ist (58'040). Weniger Personen sind über die Sozialhilfe (4'622) in Kontakt mit dem System der Sozialen Sicherheit gekommen und ein Teil (913) bezieht zu Beginn des Bezugs von materiellen Leistungen aus dem System der Sozialen Sicherheit sowohl Leistungen der ALV als auch der Sozialhilfe.

### *5.2.2 Rekonstruktion von Verläufen und Integration/Exklusionsklassifikation*

Im Zuge der Datenaufbereitung nehmen wir eine Rekonstruktion der individuellen Verläufe über vier Jahre vor. Dies beinhaltet eine zeitliche Aneinanderreihung von Phasen mit und ohne Erwerb bzw. Perioden mit und ohne materielle Leistungsbezüge aus dem System der Sozialen Sicherheit. Diese Rekonstruktion beinhaltet ferner eine Prüfung von Kombinationszuständen<sup>60</sup> (gleichzeitige Bezüge von Leistungen aus unterschiedlichen Systemen und Erwerbstätigkeit) und geschieht quartalsweise.<sup>61</sup> Es resultieren 16er Zeichenketten, die Informationen zu individuellen Verläufen von 4 Jahren ( $4 \times 4 = 16$ ) abbilden. Somit kann für jede Person festgestellt werden, innerhalb welcher Zeiträume Sozialleistungen bezogen wurden und ob diese Person im Arbeitsmarkt integriert war (vgl. auch Tabelle 5-4). Auswertungen zur Zahl der Zustandswechsel in der zeitlichen Entwicklung zeigen auf, dass die meisten Veränderungen im ersten Beobachtungsjahr ab erstem materiellem Leistungsbezug auftreten, in den Jahren zwei und drei nimmt die Zahl der Wechsel stetig ab, bis eine Stabilisierung mit sehr wenigen Zustandswechseln im vierten Jahr zu beobachten ist. Es drängt sich daher auf, Indikatoren zur Bestimmung der Exklusion aus dem Arbeitsmarkt im vierten Jahr nach Erstbezug von Leistungen zu bilden. Da verschiedene Möglichkeiten

<sup>58</sup> Die Daten der ALV und der IV werden für Einzelpersonen erhoben, während die Daten der Sozialhilfe für einen Haushalt sowie (bis in das Jahr 2010 nur) für die antragstellende Person erhoben werden. Individuelle Merkmale beziehen sich daher auf die antragstellende Person, die etwas häufiger ein Mann ist. (Erstunterstützendes Teilsystem SH und/oder ALV: 49.2% Männer, 50.8% Frauen. Nur SH: 54.0% Männer und 46.0% Frauen). Auswertungen der Sozialhilfestatistik auf Personenebene zeigen, dass etwa gleich viele Frauen wie Männer von der Sozialhilfe unterstützt werden (Salzgeber, Fritschi, von Gunten, Hümbelin & Koch, 2014).

<sup>59</sup> Letzteres hat sowohl theoretische wie datenbedingte Gründe. Der Leistungsbezug einer IV-Rente bedeutet nicht den eigentlichen Beginn der Unterstützung durch das IV-Teilsystem der Sozialen Sicherheit, da während der Phase zwischen Meldung bzw. Anmeldung eines Unterstützungsfalles und der Zusprache einer Rente eine je nach Fall bis zu mehrere Jahre dauernde Phase mit Integrationsbemühungen liegt (Bolliger, Fritschi, Salzgeber, Zürcher & Hümbelin, 2012). Während dieser Phase wird dabei in den meisten Fällen ein Taggeld der Invalidenversicherung ausbezahlt.

<sup>60</sup> Es werden Bezüge aus drei Teilsystemen berücksichtigt (ALV, Sozialhilfe, IV-Renten und IV-Taggelder, vgl. auch Fussnote 59) und zusätzlich betrachtet, ob Personen Erwerbstätig waren oder nicht. Die insgesamt 24 möglichen Kombinationszustände haben wir auf 16 reduziert, weil einzelne Kombinationen verschwindend selten auftreten (vgl. Tabelle 5-4 im Anhang). Die Zustände sind: ALV, ALV und Erwerb, ALV und Sozialhilfe, ALV+Sozialhilfe und Erwerb, IV-Taggeld, IV-Taggeld und Erwerb, Sozialhilfe, Sozialhilfe und Erwerb, IV-Rente, IV-Rente und Erwerb, Erwerb, Kein Erwerb und keine Sozialleistungen, Leistungskombination mit ALV, Leistungskombination mit ALV und Erwerb, IV-Rente und/oder IV-Taggeld mit ALV, IV-Rente und/oder IV-Taggeld mit ALV mit Erwerb.

<sup>61</sup> Die Informationen liegen monatsweise vor. Um Fehlinterpretationen aufgrund von administrativen Abweichungen bei der Datenerfassung zu minimieren, prüfen wir die Zustände quartalsweise und werten einen Zustand nur als gültig, sofern dieser in mindestens zwei von drei Monaten des betrachteten Quartals vorliegt.

eines Ausscheidens aus dem Arbeitsmarkt existieren, haben wir eine disjunkte Integration/Exklusions-Klassifikation vorgenommen (vgl. Tabelle 5-1). Die Klassifikation ist in der Tabelle hinsichtlich zunehmender Einschränkung der Handlungsmöglichkeiten im Sinne des Befähigungsansatzes von (Sen, 1999) sortiert.

Jüngeren Debatten über den Wandel der Arbeit und ihrer Bedeutung folgend (Castel, 2011) begünstigt die Integration in den Arbeitsmarkt nicht in jedem Falle Prozesse der sozialen Integration. Vielmehr können prekäre Arbeitsbedingungen zu sozialen Ausgrenzungsprozessen führen. Ausgehend von dieser Beobachtung und basierend auf den SKOS Richtlinien, die in der Schweiz die Höhe des Existenzminimums festlegen (SKOS, 2014), definieren wir den Indikator *Integration am „Rande“ des Arbeitsmarktes (Zustand Nr.1)* als Beschäftigung mit einem Jahreseinkommen unter 30'000 CHF.<sup>62</sup> Wir fokussieren darauf, ob der individuell erwirtschaftete Erwerbslohn zu einem selbständig finanzierten Leben befähigt oder nicht und somit finanzielle Unabhängigkeit sowohl vom System der Sozialen Sicherheit als auch von privater Unterstützung ermöglicht. Daneben existieren zwei Hauptzustände ausserhalb des Arbeitsmarktes. Erstens kann ein *Rückzug aus dem Arbeitsmarkt ohne Beanspruchung von Sozialleistungen (Zustand 2)* auftreten. In diesen Fällen erfolgt die Existenzsicherung durch Unterstützung von anderen Personen oder durch eigene Vermögenswerte. Im Weiteren ist die Auswanderung oder der Tod der Person ein möglicher Grund für den Zustand ohne Bezug zu Arbeitsmarkt und System der Sozialen Sicherheit. Weitere Gründe können andere Unterstützungsformen wie Unfall- oder Krankentaggeld, Stipendien sowie kantonale Bedarfsleistungen sein.

<sup>62</sup> Wir orientieren uns dabei an der materiellen Grundsicherung (SKOS, 2014), die sich aus dem Grundbedarf, den Wohnkosten und den Krankenkassenprämien errechnet. Die Höhe des Grundbedarfs entspricht dem Konsumverhalten des untersten Einkommensdezils, das 2010 bei 960 CHF lag (Vimentis, 2013). Die Wohnkosten beziehen sich auf ortsübliche Mietkosten. 2010 wurde für ein Einpersonenhaushalt ein Betrag von 1'183 CHF ermittelt, der je nach Kanton mit unterschiedlichen Gewichtungsfaktoren versehen wird, ähnlich ist der Betrag für die medizinische Grundversorgung stark von Alter und Wohnort abhängig. Wir rechnen hier mit Prämienkosten von 357 CHF. Die drei Komponenten summieren sich zu einem monatlichen Betrag von 2'500 CHF und einem Jahreseinkommen von 30'000 CHF.

Tabelle 5-1: Integration/Exklusionsklassifikation<sup>63</sup>

Nr. Zustand	Bezeichnung	Operationalisierung	Tangierte Handlungsebenen
0	Arbeitsmarktlich integriert	Im vierten Jahr nach erstem Leistungsbezug erwerbstätig mit Jahreserwerbeinkommen von $\geq 30'000$ CHF	-
1	Integration am „Rande“ des Arbeitsmarktes	Im vierten Jahr nach erstem Leistungsbezug mit Jahreserwerbseinkommen $< 30'000$ CHF oder mit ausschliesslichem ALV-Bezug	Finanzielle Unabhängigkeit
2	Rückzug aus dem Arbeitsmarkt	Im vierten Jahr nach erstem Leistungsbezug für 4 Quartale nicht erwerbstätig und keine Sozialleistungen	Finanzielle Unabhängigkeit + Berufliche Integration
3	Abhängig von Sozialhilfe	Im vierten Jahr nach erstem Leistungsbezug für 4 Quartale nicht erwerbstätig und ausschliesslichem Bezug von mindestens einem Quartal Sozialhilfe	Finanzielle Unabhängigkeit + Berufliche Integration + Abhängigkeit von staatlichen Leistungen
4	Invalidenrente	Im vierten Jahr nach erstem Leistungsbezug für 4 Quartale nicht erwerbstätig und mindestens ein Quartal mit IV-Rente	Finanzielle Unabhängigkeit + Berufliche Integration + Abhängigkeit von staatlichen Leistungen + Erwerbsfähigkeit

<sup>63</sup> Die Klassifikation wurde sequentiell in folgender Reihenfolge vorgenommen: Prüfung Kriterium 4) Invalidenrente, Prüfung Kriterium 3) Sozialhilfeabhängigkeit, Prüfung Kriterium 2) Rückzug aus dem Arbeitsmarkt, Prüfung Kriterium 0) arbeitsmarktlich integriert. Zustand 1), Integration am Rande des Arbeitsmarktes, ergibt sich aus der verbleibenden Restgruppe. Mit dieser Vorgehensweise kann jede Person genau einem Zustand zugeordnet werden. Die Klassifikation trennt zuerst Exkludierte (Zustand 2) bis 4)) von solchen, die mindestens ein Quartal erwerbstätig waren oder die ALV beziehen und sich demnach unmittelbar am Arbeitsmarkt orientieren (Zustand 0) und 1)). Für die Unterscheidung von arbeitsmarktlich integrierten und am Rande integrierten ist dabei alleine das erzielte Erwerbseinkommen entscheidend. Dieser Logik folgend können Personen mit Sozialhilfe, Invalidenrente oder IV-Taggeld Bezug im vierten Jahr nach Leistungsbezug durchaus in die Kategorie integriert bzw. am Rande integriert fallen. Wird das Klassifikationsschema auf die vorliegende Untersuchungsgruppe angewandt, beziehen 4.5 Prozent der arbeitsmarktlich integrierten in mindestens einem Quartal Sozialleistungen. Bei den am Rande integrierten sind es sogar 39.2 Prozent, wobei es sich in der Regel (ca. der Hälfte) um erneute ALV-Bezüge handelt

Zweitens kann ein längerfristiger Bezug von Leistungen der Sozialen Sicherheit vorliegen. Die Existenzsicherung kann dabei mit einer *Sozialhilfeabhängigkeit (Zustand 3)* verbunden sein. Dem Grundsatz der Subsidiarität in der Sozialhilfe folgend ist dies in der Schweiz der Fall, wenn über Erwerbsarbeit nicht genügend finanzielle Mittel erwirtschaftet, wenn kein Anspruch auf andere gesetzliche Leistungen geltend gemacht werden können (AHV, IV, Ergänzungsleistungen, ALV, kantonale Bedarfsleistungen, Stipendien) und wenn keine finanziellen Mittel im direkten Umfeld (Vermögen, Familie) vorhanden sind. Liegt jedoch eine Erwerbsunfähigkeit auf Grund von gesundheitlicher Einschränkung von längerer Dauer vor, dann erfolgt die Existenzsicherung über eine *Invalidenrente (Zustand 4)*. In diesen Fällen ist für einen längeren Zeitraum mit einem Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt zu rechnen. Tangiert ist damit neben den Bereichen finanzielle Ressourcen und Berufstätigkeit auch die Gesundheit bzw. die Erwerbsfähigkeit.

### *5.2.3 Operationalisierung sozialstruktureller Merkmale und Vergleich mit Gesamtbevölkerung*

Ausgehend von der zentralen Forschungsfrage interessieren wir uns dafür, inwiefern Exklusionsprozesse sozialstrukturell beeinflusst sind. Für die Operationalisierung vertikaler Schichtungsmerkmale und horizontaler Sozialstruktur stehen uns verschiedene Angaben zur Verfügung. Wie oben beschrieben, können wir die Auswertungen nicht auf ein gesamtschweizerisch repräsentatives Sample abstützen, weil dem Bezug von Sozialleistungen ein erwerbsminderndes Ereignis vorangeht (Jobverlust, Änderung der familiären Situation) und diese Ereignisse bereits sozialstrukturell bedingt unterschiedlich häufig auftreten. Um die sozialstrukturellen Effekte hinsichtlich einer Erstbeanspruchung von Sozialleistung abschätzen zu können, zeigt Tabelle 5-2 deshalb neben deskriptiven Ergebnissen der zentralen sozialstrukturellen Merkmale zusätzlich Vergleichswerte der Gesamtbevölkerung. An dieser Stelle wird neben der Beschreibung der Kernindikatoren auch die Verteilung der Merkmalausprägungen der Untersuchungskohorte im Vergleich zur gesamtschweizerischen Bevölkerung besprochen.

Tabelle 5-2: Sozialstruktureller Vergleich Eintrittskohorte 2006 mit Bevölkerungsmerkmalen 2005<sup>64</sup>

	Anteile Eintritts- kohorte 2006	Anteile Gesamt- bevölkerung 2005	Risk- Ratio
<i>vertikale Schichtmerkmale</i>			
<b>Erwerbseinkommen brutto</b>	18 - 60-Jährige	18 - 64-Jährige	
1. Quintil	14.53	20.00	0.73
2. Quintil	26.95	20.00	1.35
3. Quintil	30.90	20.00	1.55
4. Quintil	17.11	20.00	0.86
5. Quintil	10.50	20.00	0.53
<b>Bildungsstufen</b>	18 - 60-Jährige	25-64-Jährige	
Sek 1	31.34	14.80	2.12
Sek 2	53.38	56.50	0.94
Tertiär	15.28	28.80	0.53
<i>Merkmale horizontaler Sozialstruktur</i>			
<b>Alter</b>	18 - 60-Jährige	18 - 60-Jährige	
18-25	20.68	15.82	1.31
26-35	28.35	22.59	1.25
36-45	26.82	27.79	0.97
46-55	18.63	23.21	0.80
56-60	5.52	10.59	0.52
<b>Geschlecht</b>	18 - 60-Jährige	20 - 64-Jährige	
Frau	52.25	51.03	1.02
Mann	47.75	48.97	0.98
<b>Nationalität</b>	18 - 60-Jährige	18 - 64-Jährige	
Schweiz	64.05	75.58	0.85
EU27/EFTA	18.75	14.55	1.29
Drittstaaten	17.21	9.87	1.74
<b>Zivilstand</b>	18 - 60-Jährige	alle	
ledig	42.56	42.3	1.01
verheiratet	44.71	45.81	0.98
geschieden/getrennt/ verwitwet	12.74	11.89	1.07

Quelle: SHIVALV 2005 – 2010, AHV-IK 2005 – 2010, Kolly 2014, BFS SAKE 2005, BFS ESPOP 2005, BFS PETRA/ESPOP 2005; Berechnungen BFH Soziale Arbeit

Als Merkmale der vertikalen Schichtung stehen uns Angaben zu Einkommen und Bildungsniveau zur Verfügung.<sup>65</sup> Anhand der AHV-IK Konten lässt sich das generierte Einkommen aus selbständi-

<sup>64</sup> Die Häufigkeitsverteilung der Merkmale der Eintrittskohorte in das System der Sozialen Sicherheit im Jahr 2006, gemessen bei Eintritt, wird in Tabelle 2 verglichen mit Durchschnittsverteilungen in der Gesamtbevölkerung, die sich auf den Stichtag 31.12.2015 beziehen bzw. beim Erwerbseinkommen auf das gesamte Jahr 2005. Damit kann sichergestellt werden, dass sich die gemessenen Merkmale auf den Zeitpunkt bei Eintritt bzw. kurz davor beziehen.

<sup>65</sup> Im Datensatz SHIVALV liegen ferner Angaben zum Beruf gemäss Berufsnomenklatur 2000 (BFS 2003) vor. Diese lassen sich jedoch nicht in eine gängige Stratifikationsvariable (Bergman & Joye 2001) überführen, die einer hierarchischen Gliederung entspricht. Vielmehr lässt sich aus den Berufen gemäss Berufsnomenklatur ein Branchenindikator bilden. Den Beruf als gängige Möglichkeit der Messung vertikaler Stratifikation können wir demnach mit den verwendeten



ger und unselbständiger Erwerbstätigkeit im Jahr vor Erstbezug von Leistungen der Sozialen Sicherheit bestimmen. Weiter stehen uns Informationen zur gesamtschweizerischen Verteilung der in den AHV-IK Konten geführten Erwerbseinkommen zur Verfügung (Kolly, 2014). Der Status auf dem Arbeitsmarkt vor Eintritt in das System der Sozialen Sicherheit wird entsprechend auf der Basis des generierten Erwerbeinkommens als Zugehörigkeit zu einem bestimmten Einkommensquintil innerhalb der oben erwähnten gesamtschweizerischen Verteilung operationalisiert. Überraschend zeigt sich, dass das erste Quintil der Verteilung der Erwerbseinkommen in der Eintrittskohorte um rund ein Viertel untervertreten ist, während das 2. und 3. Quintil um ein Drittel bzw. mehr als 50% übervertreten sind. Den Effekt bei den tiefen Einkommen erklären wir einerseits damit, dass tiefe Einkommen häufig auf Personen in Ausbildung verweisen, deren Teilnahme am Arbeitsmarkt zwar zwischenzeitlich begrenzt ist, deren längerfristigen Chancen am Arbeitsmarkt sehr gut stehen. Andererseits handelt es sich vermutlich um Personen, deren Einkommen lediglich einen Nebenverdienst darstellt, die von weiteren Einkommensquellen leben und deshalb unterdurchschnittlich häufig Sozialleistungen beanspruchen.

Im Rahmen der Arbeitsvermittlung und der Arbeitsmarktstatistik (ALV-Eintritte) bzw. der Sozialhilfestatistik (SH-Eintritte) werden Informationen zur höchsten abgeschlossenen Ausbildung der Leistungsbeziehenden erhoben. Die 16-stufigen bzw. 8-stufigen Klassifikationen haben wir zu einer dreistufigen Skala verdichtet, die sich an der International Standard Classification of Education (ISCED) orientiert und die Kategorien „Sekundarstufe 1“, „Sekundarstufe 2“ und „tertiäre Ausbildung“ umfasst. Nicht überraschend zeigt sich, dass Personen ohne nachobligatorischen Bildungsabschluss (Sek 1) ein rund doppelt so hohes Risiko tragen, in das System der Sozialen Sicherheit einzutreten und entsprechend Teil unseres Samples zu sein, als Personen mit höchstem Abschluss auf Sekundarstufe 2. Gegenüber Personen mit einem Tertiärabschluss ist dieses Risiko der Personen ohne nachobligatorischen Bildungsabschluss sogar vier Mal höher.

Für die Beschreibung horizontaler Sozialstruktur können wir auf Standardangaben zur Demografie zurückgreifen (Alter, Geschlecht, Nationalität und Zivilstand). Leider wissen wir jedoch nicht, ob Betreuungspflichten für Kinder anfallen. Hinsichtlich der Geschlechter zeigt sich mehr oder weniger eine Gleichverteilung bei der Eintrittskohorte, die der Verteilung in der Gesamtbevölkerung entspricht. Hingegen sind die jüngeren Altersgruppen klar übervertreten. Die jungen Erwachsenen (18-25) tragen gegenüber dem Anteil in der Gesamtbevölkerung ein um ein Drittel erhöhtes Risiko des Eintritts in das System der Sozialen Sicherheit und die Altersgruppe der 26 bis 35-Jährigen ein um ein Viertel erhöhtes Risiko. Bedeutend seltener als ihr Anteil an der Gesamtbevölkerung ist der Anteil der Personen im Alter ab 56. Bezüglich des Zivilstands liegt eine leichte Übervertretung der geschiedenen, getrennten und verwitweten Personen vor (+7%). Diese Kategorien werden zusammengefasst vor dem Hintergrund, dass diese alle ehemals den Status verheiratet aufgewiesen haben. Betreffend Nationalität liegen Nationencodes gemäss Bundesamt

---

Daten nicht betrachten. Wir verwenden in den nachfolgenden Modellrechnungen die Branchenvariable lediglich als Kontrollvariable, deren Effekte nicht näher besprochen werden.

für Statistik vor, die in eine dreistufige Kategorisierung überführt werden können, die einerseits eine Unterscheidung von Personen mit und ohne Schweizer Nationalität vornimmt und andererseits eine Unterscheidung von europäischen und nicht-europäischen Ländern (CH, EU27/EFTA, Drittstaaten). Diesbezüglich ist ebenfalls kaum überraschend, dass Schweizerinnen und Schweizer ein geringeres Risiko des Eintritts in das System der Sozialen Sicherheit aufweisen als Personen mit ausländischer Nationalität. Ihr Risiko des Eintritts in das System der Sozialen Sicherheit liegt um rund die Hälfte tiefer als dasjenige der Personen mit Nationalität eines EU27/EFTA und zweieinhalb mal tiefer als dasjenige von Personen aus Drittstaaten.

#### 5.2.4 Statistische Methoden

Für die Schätzung sozialstruktureller Effekte verwenden wir multiple logistische Regressionsmodelle, in denen für unterschiedliche Leistungen aus Teilsystemen der Sozialen Sicherheit bei Erstbezug (Arbeitslosenversicherung, Sozialhilfe oder eine Kombination von beidem<sup>66</sup>), regionale Cluster (Gemeindetypologie, Kantone) und Vorhandensein eines Erwerbseinkommens bei Erstbezug kontrolliert wird. Dabei sind wir daran interessiert, inwiefern Merkmale vertikaler Schichtung und horizontaler Sozialstruktur unter Kontrolle sonstiger Unterschiede geeignete Prädiktoren von Exklusion sind. Das heisst, der Vergleich der Effekte über unterschiedliche Kriteriumsvariablen ist zentral. Um die Vergleichbarkeit zu erhöhen (Mood, 2010), berichten wir durchschnittliche marginale Effekte bzw. Differenzen in modellbasierten schichtspezifischen durchschnittlichen Vorhersagewerten (Differenzen in „predictive margins“; vgl. (Cameron & Trivedi, 2010; Klein, 2015)). Konkret berechnen wir die marginalen Effekte als Veränderungen der vorhergesagten Exklusionswahrscheinlichkeiten ausgehend von den Basiswahrscheinlichkeiten der verschiedenen Exklusionszustände. Die Basiswahrscheinlichkeit („overall margin“) ist definiert als die Wahrscheinlichkeit der Zugehörigkeit zu einem bestimmten Exklusionszustand im Durchschnitt über die gegebenen Daten (dies entspricht der unbedingten Wahrscheinlichkeit des Exklusionszustands). Ein Beispiel soll die Vorgehensweise veranschaulichen: Ohne Berücksichtigung der Modell-Prädiktoren beträgt die Wahrscheinlichkeit, nach einem ersten Sozialleistungsbezug später in die Kategorie „Rückzug aus dem Arbeitsmarkt“ zu fallen, 9.51 Prozent ( $p_{\text{overall}}$ ). Werden anschliessend an die Modellberechnung nun die vorhergesagten Wahrscheinlichkeit für Männer und Frauen unterschieden, resultieren folgende Wahrscheinlichkeiten:  $p_{\text{Mann}} = 8.55$  Prozent und  $p_{\text{Frau}} = 10.56$  Prozent.<sup>67</sup> Obiger Definition folgend ergeben sich hinsichtlich dem Risiko

<sup>66</sup> Mit einer Variantenrechnung haben wir Effekte separiert nach Eintritt über Arbeitslosenversicherung und Sozialhilfe untersucht. Die Effekte in Bezug auf Geschlecht und Zivilstand unterscheiden sich für Eintritte über die Sozialhilfe geringfügig von jenen der nachfolgend gezeigten. Diese sind stark durch Eintritte über die Arbeitslosenversicherung getrieben, weil diese Gruppe im Vergleich zu den Eintritten über die Sozialhilfe sehr viel grösser ist. Um die generelle Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse zu erhöhen, haben wir uns nichtdestotrotz dazu entschieden, Eintritte über beide System zu berücksichtigen und für die Modellschätzungen lediglich Niveau-Unterschiede zu kontrollieren.

<sup>67</sup> Bei diesen Wahrscheinlichkeiten handelt es sich, wie bereits erwähnt, um so genannte „predictive margins“. Zu deren Berechnung werden auf individueller Ebene Modellvorhersagen unter Manipulation eines einzelnen Prädiktors generiert (z.B. wird für die geschlechtsspezifischen Wahrscheinlichkeiten das Geschlecht für alle Beobachtungen auf „männlich“ bzw. auf „weiblich“ gesetzt). Diese Modellvorhersagen werden dann über alle Beobachtungen gemittelt.

eines Rückzuges folgende marginale Geschlechtereffekte:  $\beta_{\text{Frau}} = p_{\text{Frau}} - p_{\text{overall}} = +1.05$ ,  $\beta_{\text{Mann}} = p_{\text{Mann}} - p_{\text{overall}} = -0.96$ .

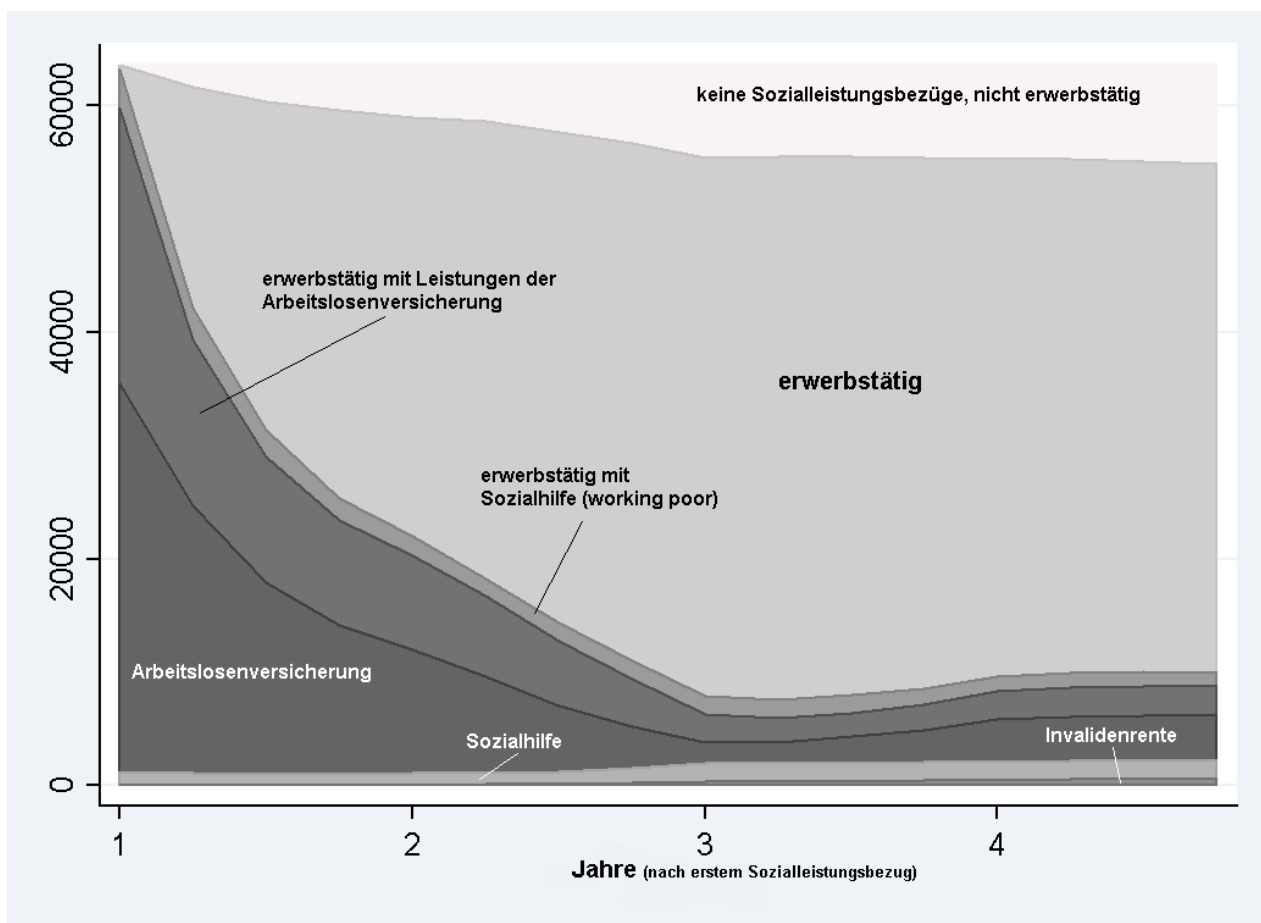
Weil einzelne Variablen fehlende Werte in beachtlichem Umfang aufweisen (Branche, 10% bzw. Bildungsstand, 7%) erzeugen wir einen imputierten Datensatz nach dem Ansatz der multiplen Imputation (Spiess 2010). Im Gegensatz zu Standardverfahren, die einen einzigen Wert zur Imputation schätzen, bildet die multiple Imputation die durch die Imputation erzeugte Unsicherheit mit ab, indem mehrere plausible Werte auf der Basis eines statistischen Modells geschätzt werden. Dadurch fließt die durch die Imputation erzeugte Unsicherheit später in die Berechnung von Konfidenzintervallen ein (Rubin 1987). Konkret verwenden wir ein Imputationsverfahren mittels Chained-Equations, das für jede Variable ein eigenes Vorhersagemodell verwendet (Branche: multinomiale logistische Regression, Bildung: ordinale logistische Regression). Das Imputationsmodell verwendet alle für die späteren Modellschätzungen verwendeten Variablen (sozialstrukturelle Merkmale und Kontrollvariablen) und generiert fünf plausible Imputationen. Der mittleren relativen Zunahme der Varianz der einzelnen Schätzparameter, die auf fehlende Werte zurückzuführen sind (RVI-Wert=0.028, Modell mit Haupteffekten), lässt sich entnehmen, dass die Imputation tatsächlich zu mehr statistischer Sicherheit führt.

### **5.3 Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt nach einem ersten Sozialleistungsbezug**

#### *5.3.1 Deskriptive Befunde im Längsschnitt*

Wie sich die quartalsweise Verteilung der definierten Kombinationszustände hinsichtlich des Sozialleistungsbezuges und dem Arbeitsmarkt über den Untersuchungszeitraum von 2006 bis 2010 für die im obigen Abschnitt definierte Kohorte entwickelt hat, ist in Abbildung 5-1 dargestellt.

Abbildung 5-1: Teilnahme am Arbeitsmarkt und Sozialleistungsbezüge über vier Jahre<sup>68</sup>



Quelle: SHIVALV 2005 – 2010, AHV-IK 2005 – 2010, n= 63'575 Personen, die im Jahr 2005 zwölf Monate erwerbstätig waren und 2006 neu Sozialleistungen bezogen. Die Zeitachse zeigt die relative Zeit seit dem ersten Leistungsbezug.

Unserer Definition entsprechend beziehen alle Personen zu Beginn finanzielle Leistungen aus mindestens einem Systemzweig der Sozialen Sicherheit (ALV, SH). In der Mehrheit handelt es sich dabei um Personen, die Leistungen der Arbeitslosenversicherung beziehen. Der zu Beginn sehr grosse Anteil an Personen in der ALV nimmt über die Zeit betrachtet rapide ab, dafür steigt der Anteil an Erwerbstätigen. Eine Teilgruppe beansprucht laufend (oder erneut) Leistungen des Systems der Sozialen Sicherheit. Ab dem zweiten Jahr steigt der Anteil der Personen, die Sozialhilfe beziehen und jener Personen, die von einer Invalidenrente leben. Ferner zieht sich eine stetig wachsende Teilgruppe aus dem Arbeitsmarkt zurück, ohne weitere Leistungen zu beziehen.

<sup>68</sup> Der Übersicht halber sind lediglich die neun am häufigsten auftretenden Kombinationsbezüge in der Abbildung dargestellt.

Tabelle 5-3: Arbeitsmarktliche Integration/Exklusion t<sub>4</sub>

	abs. Häuf.	%
Arbeitsmarktlich integriert	38'768	61.0%
Integration am „Rande“ des Arbeitsmarktes	16'768	26.4%
Rückzug aus dem Arbeitsmarkt	6'057	9.5%
Sozialhilfeabhängigkeit	1'246	2.0%
Invalidenrente	746	1.2%
	63'585	100.0%

Quelle: SHIVALV 2005 – 2010, AHV-IK 2005 – 2010

Dem in Abschnitt 5.2.2 beschriebenen Klassifikationsschema folgend lassen sich alle individuellen Verläufe vier Jahre nach dem Erstbezug genau einem Zustand zuordnen (vgl. Tabelle 5-3). Eine grosse Mehrheit von 61.0% ist arbeitsmarktlich integriert. Über ein Viertel (26.4%) bewegt sich jedoch am Rande des Arbeitsmarktes. Der hohe Anteil erstaunt zunächst. Wohlgemerkt handelt es sich dabei nicht zwingend um Personen, die in ökonomischer Armut leben. Die Mehrheit wird vielmehr über weitere finanzielle Quellen verfügen, wie bspw. das Einkommen eines Partners. Nichtsdestotrotz sind diese Personen in geringerem Ausmass im Arbeitsmarkt integriert und deswegen einem erhöhten Risiko eines zukünftigen Ausschlusses aus dem Arbeitsmarkt ausgesetzt. Ferner ist beinahe jeder Zehnte (9.5%) aus dem Arbeitsmarkt ausgeschieden, ohne weitere materielle Sozialleistungen aus den betrachteten Teilsystemen der Sozialen Sicherheit zu beziehen. Dabei bleibt unbekannt, wie diese Gruppe ihren Lebensunterhalt bestreitet. Einige werden die Schweiz gänzlich verlassen haben, während andere von finanziellen Ressourcen leben, die nicht direkt mit einer eigenen entlohten Tätigkeit im Arbeitsmarkt verbunden sind (Einkommen eines Partners, Vermögen). Weniger Personen sind es, die ausschliesslich von Sozialhilfe (2.0%) oder einer Invalidenrente (1.2%) leben und demnach längerfristig vom Arbeitsmarkt ausgeschlossen und auf staatliche Unterstützung angewiesen sind.

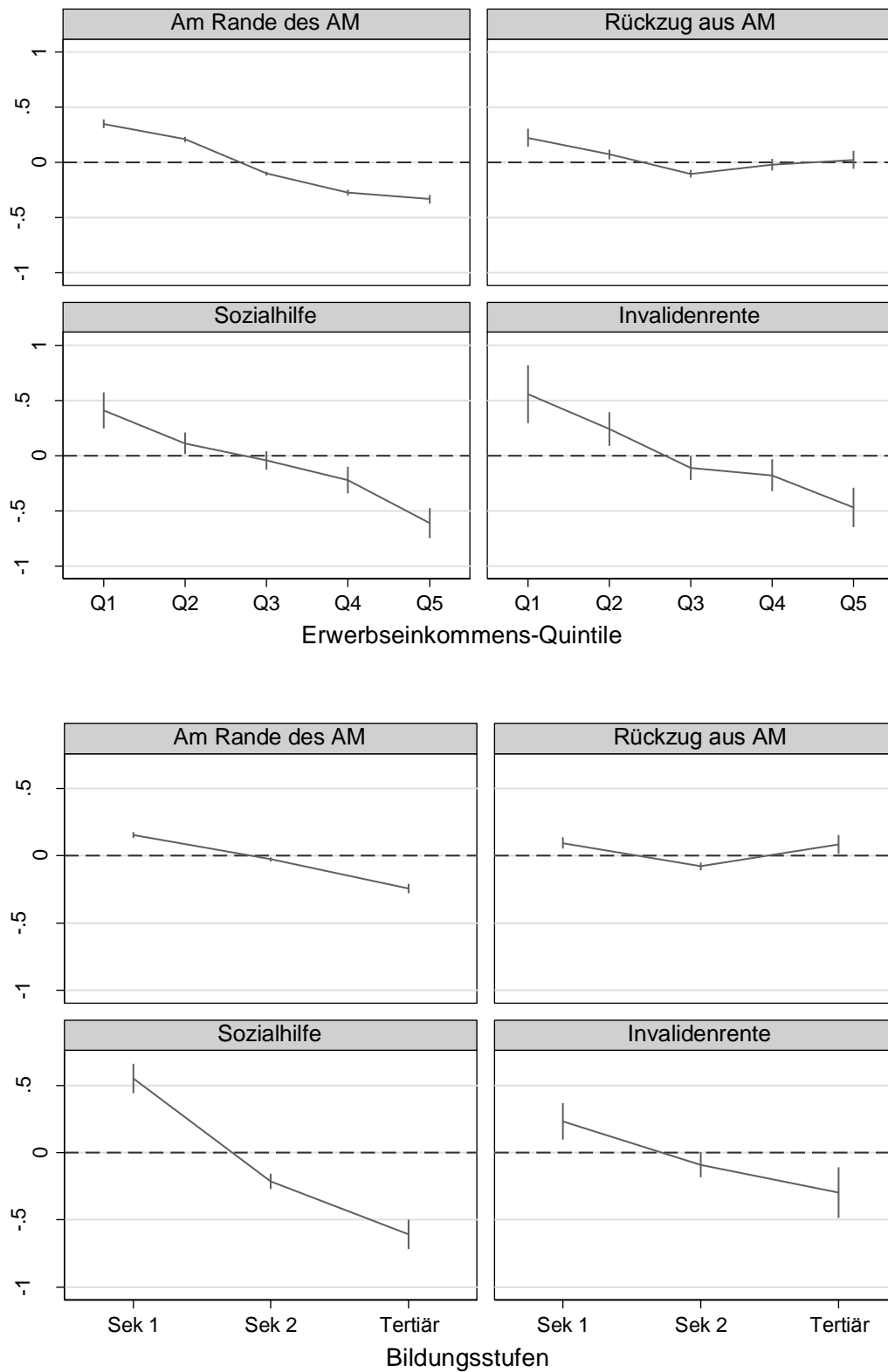
### 5.3.2 Sozialstrukturelle Effekte des arbeitsmarktlichen Ausschlusses

Hinsichtlich des Zusammenhanges von vertikalen Schichtmerkmalen und Exklusionsrisiko stellt sich im Rahmen der Interpretation der Modellschätzungen die Frage, ob ein sogenannter „Matthäus-Effekt“ zu beobachten ist, d.h. dass diejenigen Personengruppen, welche bereits ein höhe-

res Risiko bezüglich eines Eintrittes in das System der Sozialen Sicherheit aufwiesen, einer fortschreitenden Zunahme des Risikos eines Ausschlusses aus dem Arbeitsmarkt ausgesetzt sind, nachdem Sie zum ersten Mal Sozialleistungen beansprucht haben. Für die Besprechung der Ergebnisse stellen wir die Effekte nachfolgend visuell dar (Jann, 2014). Damit die Effektschätzer besser vergleichbar sind, werden sie in den Grafiken standardisiert dargestellt, indem wir die errechneten marginalen Effekte durch die Basiswahrscheinlichkeit dividieren und relative marginale Effekte zeigen. Wir setzen die Effekte damit in Bezug zur Grundtendenz der entsprechenden Zustandswahrscheinlichkeit. Basiswahrscheinlichkeiten, absolute Effekte und Standardfehler sind in Tabelle 5 im Anhang zu finden. Die Haupteffekte sprechen durchaus für eine hohe Bedeutung des sozioökonomischen Status. Die erwarteten Effekte liegen jedoch lediglich bei drei der vier definierten Exklusionszustände vor. Entgegen bestehender Exklusionstheorie, die einen generellen Zusammenhang zwischen sozioökonomischem Status und Exklusionsrisiken vermuten, zeigt sich hinsichtlich des Risikos eines Rückzuges aus dem Arbeitsmarkt ohne Leistungen des Systems der Sozialen Sicherheit ein spezielles Muster. Während die Effekte in Bezug zur Einkommensposition durchaus für ein erhöhtes Risiko von Personen der ersten beiden Quintile sprechen, ist die am wenigsten vom Exklusionsrisiko des Ausscheidens betroffene Einkommenschicht das dritte Quintil. Diese Gruppe weist *ceteris paribus* sogar ein geringeres Risiko auf als Personen der höheren zwei Einkommensquintile. Noch deutlicher zeigt sich dieses Muster bei den Haupteffekten der Bildungsstufen. Bei Betrachtung deren Effekte zeigt sich ebenso, dass hoher Status nicht zwingend mit geringeren Risiken des Arbeitsmarktausschlusses verbunden ist. Für Personen mit Tertiärbildung sind ähnliche Effekte zu erkennen wie bei Personen mit Abschluss auf Sekundarstufe 1, während Personen mit Abschluss auf Sekundarstufe 2 von allen Bildungsstufen das geringste Risiko aufweisen. Dies deutet einerseits darauf hin, dass Personen mit hohem Status nicht in jedem Fall überdurchschnittlich stark vor einem Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt gesichert sind. Gleichzeitig lässt die Analyse den Schluss zu, dass diese Personen-Gruppe über mehr Handlungsmöglichkeiten verfügt (Umfeld, angespartes Vermögen, Mobilität), die ihnen eine Existenzsicherung ohne Erwerbseinkommen und ohne wirtschaftliche Sozialleistungen erlauben.<sup>69</sup>

<sup>69</sup> Eine Variantenrechnung geht der Frage nach, ob sich Effekte für Männer und Frauen unterscheiden (vgl. Tabelle 5-7 und Tabelle 5-8 im Anhang). Was den Rückzug aus dem Arbeitsmarkt anbelangt, unterscheiden sie sich jedoch nicht. Für die übrigen Exklusionskategorien finden sich jedoch unterschiedliche Effekte. Der ehemals erreichte Status auf dem Arbeitsmarkt ist für Frauen generell mit protektiveren Effekten verbunden. Im Vergleich zu den Männern weisen sie ein geringeres Risiko auf selbst bei geringem Arbeitsmarktstatus zu den Exkludierten zu gehören. Gleichzeitig führt ein ehemals hoher Status zu einer deutlich grösseren Chance den Status der Integrierten zu erlangen. Allerdings gilt es zu bemerken, dass die Haupteffekte des Geschlechts *ceteris paribus* für generell höhere Exklusionsrisiken für Frauen sprechen (weiter unten ausführlich).

Abbildung 5-2: Effekte vertikaler Schichtmerkmale auf Exklusionsrisiken, Haupteffekte



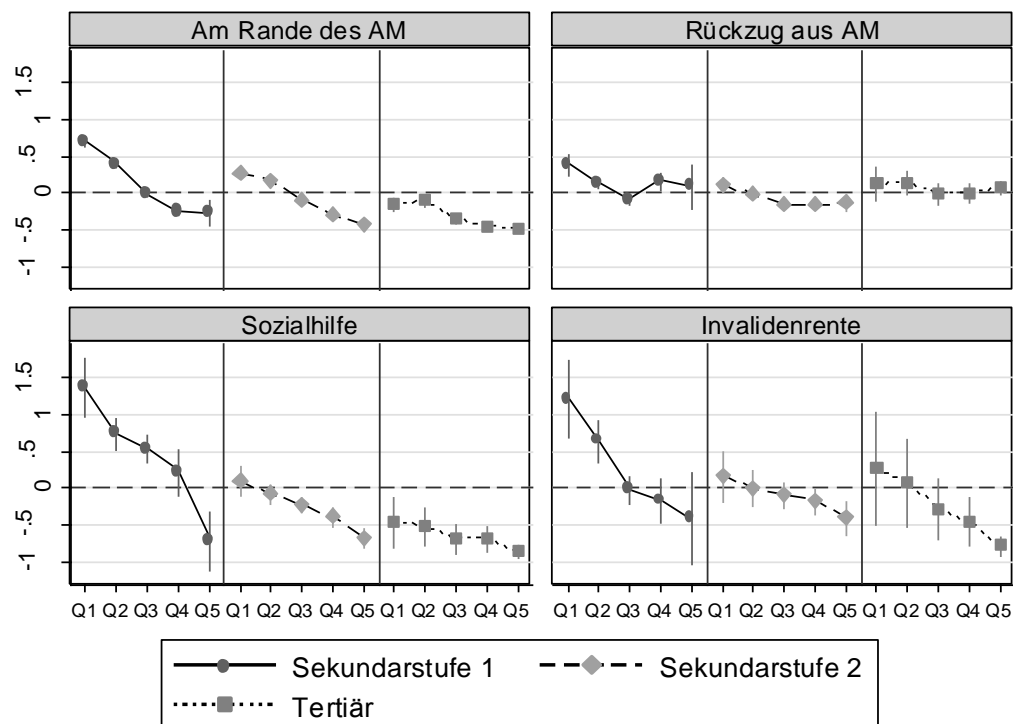
Quelle: Relative marginale Effekte und 95%-Konfidenzintervalle, basierend auf Resultaten in Tabelle 5-5 im Anhang  
 Bemerkung: Multinomiale logistische Regression, Linie bei Null = Basiswahrscheinlichkeit

Für die übrigen Exklusionsrisiken (Integration am Rande des Arbeitsmarkts, Sozialhilfeabhängigkeit, Invalidenrente) zeigt sich der erwartete starke Effekt des sozioökonomischen Status jedoch sehr deutlich, wobei die Effekte nicht durchgehend linear verlaufen. Vielmehr sind Stufen zu erkennen: Besonders für das erste und zweite Quintil (Integration am Rande des Arbeitsmarkts, IV-Rente) bzw. nur das erste Quintil (Sozialhilfe) sind überdurchschnittlich hohe Effekte zu beobachten, während für die übrigen Quintile unterdurchschnittliche Risiken zu erkennen sind. Auf Grund dieser Beobachtung lässt sich eine Manifestation der Segmentationslinie am Arbeitsmarkt daher vereinfachend zwischen dem zweiten und dritten Quintil verorten. In Bezug auf den Bildungsstand trennt die Linie Personengruppen ohne Berufsabschluss (Sek1) von solchen mit Abschluss auf Sekundarstufe 1 und der tertiären Stufe. Bemerkenswert ist ferner der Verlauf des Effektes hinsichtlich des Risikos einer Invalidenrente. Personen mit ehemals geringem Einkommen (Quintile eins und zwei) oder tiefem Bildungsstatus (Sek 1) sind deutlich stärker davon betroffen, während sich Personen mit mittlerem bis hohem Einkommen oder tertiärem Bildungsabschluss geringere erwartete Wahrscheinlichkeit einer Berentung aufweisen. Dies spricht dafür, dass Arbeitsbedingungen mit geringen Erwerbseinkommen oder schlechter Bildung ganz besonders belastet sein können und damit häufiger physische und psychische Beeinträchtigungen einhergehen, die zu einem gesundheitsbedingten Rückzug aus dem Arbeitsmarkt führen können. Hier stützen die Ergebnisse diejenigen Theorien, die einen Zusammenhang zwischen Ungleichheit bzw. Armut und Gesundheit vermuten.<sup>70</sup>

<sup>70</sup> Die Variantenrechnung nach Geschlecht zeigt, dass dieser Effekt stark durch die Männer getrieben ist (vgl. Tabelle 5-7 und Tabelle 5-8 im Anhang). Für Frauen sind (beinahe) keine statistisch signifikanten Abweichungen von der Basiswahrscheinlichkeit zu erkennen. Dies trifft sowohl für die Einkommensvariable als auch die Bildungsstufen zu. Wir erklären uns dies durch geschlechtsspezifische berufliche Tätigkeiten. Gerade Männer in tiefen Einkommenssegmenten sind häufiger in Berufen mit hoher körperlicher Beanspruchung tätig.



Abbildung 5-3: Effekte vertikaler Schichtmerkmale auf Exklusionsrisiken, Interaktionseffekte von Bildungsstand und Einkommensposition

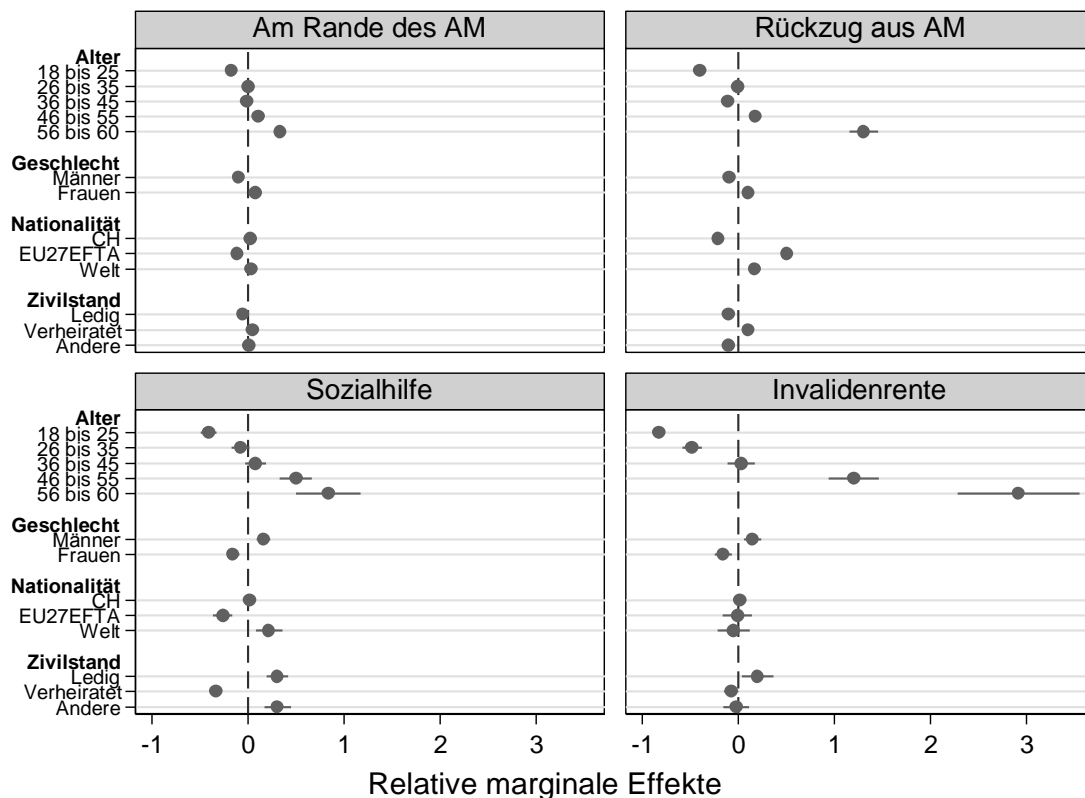


Quelle: Relative marginale Effekte und 95%-Konfidenzintervalle, basierend auf Resultaten in Tabelle 5-6 im Anhang  
 Bemerkung: Multinomiale logistische Regression, Linie bei Null = Basiswahrscheinlichkeit

In einem weiteren Schritt haben wir untersucht, ob Interaktionseffekte vorliegen und das Modell mit einem Interaktionsterm ergänzt (Einkommensposition x Bildung). Die Modellierung mittels Interaktionseffekt führt zu einer Verbesserung der Modellgüte (Mc-Fadden  $R^2 + 0.02$ ) und zeigt, dass sich sozialstrukturelle Risiken in Bezug auf die einmal erreichte Einkommensposition und die Bildungsstufe kumulieren und kompensieren können (vgl. Tabelle 5-5 und Tabelle 5-6 im Anhang). So ist der Effekt der Einkommensposition ganz besonders stark bei denjenigen Personen, die über keinen Abschluss auf Sekundarstufe 1 verfügen. Die Exklusionsrisiken der Gruppen mit tiefem Status sowohl in Bezug auf Bildung wie auf Einkommen, unterscheiden sich sehr markant von den übrigen Kombinationen. Besonders deutlich wird dies bezüglich Angewiesenheit auf Sozialleistungen (Sozialhilfe, Invalidenrente). Gleichzeitig ist jedoch zu erkennen, dass das erhöhte Exklusionsrisiko von geringer Bildung mit einem einmal erreichten (mittleren) bis hohen Status auf dem Arbeitsmarkt kompensiert werden kann. Schliesslich zeigt sich, dass ein tertiärer Bildungsabschluss ceteris paribus in der Regel mit unterdurchschnittlicher erwarteter Wahrscheinlichkeit einer Integration am Rande des Arbeitsmarktes, einer Abhängigkeit von Sozialhilfe und der Angewiesenheit auf Invalidenrente einhergeht. Dieser Effekt wird wenig durch die erreichte Einkommensposition moderiert. In Bezug auf das Risiko einer Invalidenrente ist mit steigendem Einkommensquintil zwar durchaus ein deutlich abnehmendes Risiko zu erkennen. Die Punktschätzer der (mittleren bis) tiefen Einkommensquintile sind jedoch mit hoher statistischer

Unsicherheit behaftet, so dass nicht von statistisch signifikanten Abweichungen vom Durchschnittsrisiko gesprochen werden kann.

Abbildung 5-4: Effekte Merkmale horizontaler Sozialstruktur auf Exklusionsrisiken



Quelle: Relative marginale Effekte und 95%-Konfidenzintervalle, basierend auf Resultaten in Tabelle 5-5 im Anhang

Bemerkung: Multinomiale logistische Regression, Linie bei Null = Basiswahrscheinlichkeit

Des Weiteren können erhebliche Effekte *der Merkmale horizontaler Sozialstruktur* ausgemacht werden. Einen hohen Erklärwert bezüglich der untersuchten Exklusionsrisiken fällt dabei ganz besonders dem Alter zu. Zunehmendes Alter geht mit zunehmendem Risiko einher. Ab dem 46. Lebensjahr sind die Exklusionsrisiken überdurchschnittlich, besonders hoch sind sie für 56-60-Jährige. Dies steht deutlich im Gegensatz zum relativ geringen Risiko des Eintritts in das System der Sozialen Sicherheit (vgl. Tabelle 5-2). Personen im fortgeschrittenen Erwerbsalter sind demnach sehr viel seltener auf Soziale Sicherheit angewiesen. Falls Personen dieser Altersgruppe doch Sozialleistungen beansprucht, finden Sie den Weg zurück in den Arbeitsmarkt deutlich seltener. Junge Erwachsene weisen demgegenüber auf allen vier Indikatoren deutlich unterdurchschnittliche Risiken auf, obwohl sie in bisherigen Studien häufig als Risikogruppe bezeichnet werden, weil sie in der Querschnittbetrachtung überproportional häufig Sozialhilfe beziehen. Dieses Ergebnis erstaunt zunächst, deutet aber auf mittelfristig grössere Handlungsmöglichkeiten von jungen Erwachsenen hin, die sich in tieferen Exklusionsrisiken im Längsschnitt wieder-

spiegeln. Hier zeigt sich die Stärke unserer Datenlage ganz besonders, weil wir damit die zeitliche Dimension sehr gut abbilden können.<sup>71</sup>

Ferner zeigen unsere Analysen unterschiedliche geschlechterspezifische Exklusionsrisiken, die sich weitgehend mit den theoretischen Erwartungen decken. Ceteris paribus scheinen Männer ein erhöhtes Risiko zu haben, eine Invalidenrente zu beziehen oder von Sozialhilfe abhängig zu werden. Ersteres könnte sich damit erklären, dass Männer häufiger Berufen nachgehen, die körperliche Beeinträchtigungen mit sich bringen. Letzteres könnte jedoch ein Artefakt sein, weil bei verheirateten Paaren häufiger der Mann als Fallträger geführt wird und dies zu einer Überschätzung des Effekts für Männer führt. Eine Zusatzanalyse mit einem eingeschränkten Sample Nichtverheirateter zeigt zwar nach wie vor eine etwas erhöhte Wahrscheinlichkeit für Männer. Der Unterschied ist auf dem 95%-Signifikanzniveau jedoch nicht mehr statistisch signifikant von Null verschieden. Was den Rückzug aus dem Arbeitsmarkt ohne Bezug von Sozialleistungen anbelangt und die Teilhabe am Arbeitsmarkt, ohne damit finanzielle Unabhängigkeit zu erreichen, so sind jedoch erwartete Effekte zu Ungunsten der Frauen zu erkennen. Die Effekte könnten sich daraus ergeben, dass bestehende Rollenbilder dazu führen, dass Frauen eher vom Einkommen ihres Partners leben als umgekehrt und sie sich deswegen eher ganz oder teilweise aus dem Arbeitsmarkt zurückziehen, sollte es die Situation erforderlich machen<sup>72</sup>.

Bezüglich Nationalität zeigen sich je nach betrachtetem Exklusionszustand deutlich unterschiedliche Muster. Lediglich betreffend Austritt aus dem Arbeitsmarkt ohne finanzielle Unterstützung durch die Soziale Sicherheit zeigt sich ein Effekt für Schweizer Staatsangehörige, der für ein unterdurchschnittliches Exklusionsrisiko dieser Personengruppe spricht. Dieser Effekt kommt vermutlich durch unterschiedliches Mobilitätsverhalten zustande. Befinden sich Schweizer/innen und ausländische Staatsangehörige in einer ähnlichen Situation, tendieren letztere auf Grund ihrer kulturellen Wurzeln im Ausland eher dazu die Schweiz zu verlassen. Für erhöhte Mobilitätsbereitschaft insbesondere bei Bürgerinnen und Bürger aus dem EU27/EFTA Raum spricht ferner, dass diese ebenso eine geringere Wahrscheinlichkeit haben, in einer Arbeit mit geringem Ein-

<sup>71</sup> Wie weiter oben beschrieben, fokussieren wir unsere Analysen allerdings auf Personen, die im Arbeitsmarkt integriert waren (12 Monate Erwerbstätig im Jahre 2005) bevor sie Unterstützungsleistungen des Systems der Sozialen Sicherheit bezogen. Da junge Erwachsene in Ausbildung häufig lediglich auf Zeit oder gar nicht einer Erwerbsarbeit nachgehen, ist das von uns berichtete Ergebnis also durch die Kohortendefinition beeinflusst, weil sich Exklusionsrisiken für junge Erwachsene bereits am Übergang vom Bildungssystem ins Erwerbsleben manifestieren können, ohne dass je eine (zwischenzeitliche) Integration in den Arbeitsmarkt stattfindet. Eine vertiefende Analyse ohne Eingrenzung auf Personen, die vor dem Leistungsbezug im Arbeitsmarkt integriert waren, lässt den Effekt der jüngsten Altersgruppe zwar in den Bereich der zweitjüngsten Altersgruppe aufrücken. Im Vergleich zu Personen im fortgeschrittenen Alter weisen die jüngeren Altersgruppen jedoch immer noch wesentlich tiefere Exklusionsrisiken auf.

<sup>72</sup> Auch die vertiefenden Analysen, die Zivilstands-Effekte nach Geschlecht untersuchen, zeigen geschlechtsspezifische Rollenmuster auf (vgl. Tabelle 5-7 und Tabelle 5-8 im Anhang im Anhang). Verheiratete Frauen sind eher am Rand des Arbeitsmarktes integriert und sie ziehen sich häufiger aus dem Arbeitsmarkt zurück. Verheiratete Männer sind demgegenüber mit erhöhter Wahrscheinlichkeit vollumfänglich im Arbeitsmarkt integriert. Überraschenderweise sind geschiedene Frauen häufiger im Arbeitsmarkt integriert, während die geschiedenen Männer ein höheres Risiko der Exklusion tragen. Wir erklären dies mit der Regelung der Betreuungspflichten für die Kinder, die häufiger bei der Frau liegen und eventuell zu einem erhöhten Erwerbsanreiz führen.

kommen tätig zu sein oder von Sozialhilfe zu leben. Die Differenzierung der Nationalität der Ausländerinnen und Ausländer führt ferner zu einem zusätzlichen Erkenntnisgewinn. Für Personen aus Drittstaaten ergeben sich nämlich andere Effekte. Der Effekt betreffend eines Rückzuges aus dem Arbeitsmarkt ist im Vergleich zu EU27/EFTA Ausländer wesentlich tiefer und bezüglich einer Integration am Rande des Arbeitsmarkts mit geringem Einkommen ist ceteris paribus sogar mit einer geringfügig erhöhten Wahrscheinlichkeit zu rechnen. Dies spricht für individuelle Kosten, die mit Migration einhergehen, die in Relation zur Entfernung des Herkunftslandes stehen oder durch politische Unruhen sogar soweit erhöht werden, dass an ein Verlassen der Schweiz nicht zu denken ist. Diese Personengruppen scheinen daher eher eine Stelle im Arbeitsmarkt mit geringer Entlohnung zu akzeptieren und auch eher in eine solche gedrängt zu werden (übrige Unterschiede wie Bildung und ehemals erreichter Status im Arbeitsmarkt sind kontrolliert). Auch das Risiko einer Sozialhilfeabhängigkeit ist für Personen aus Drittstaaten höher. Was das Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt in Zusammenhang mit gesundheitlichen Beeinträchtigungen anbelangt, sind keine Effekte in Bezug auf die Nationalität zu erkennen.

Schliesslich deuten die Ergebnisse zum Zivilstand darauf hin, dass Personen, die auf materielle (und immaterielle) Unterstützung eines Partners zählen können (Verheiratete) eher am Rande des Arbeitsmarkts integriert sind und sich auch häufiger aus dem Arbeitsmarkt zurückziehen. Dafür haben sie jedoch auch eine geringere Wahrscheinlichkeit von Sozialhilfe oder von einer Invalidenrente zu leben. Gleichzeitig zeigen sich für Ledige Effekte mit umgekehrten Vorzeichen. Für Geschiedene, getrennt Lebende bzw. Verwitwete zeigt sich ein geringfügiger Effekt hin zu einer erhöhten Wahrscheinlichkeit Sozialhilfe zu beziehen und eine tiefere Wahrscheinlichkeit eines Rückzuges aus dem Arbeitsmarkt. Dies könnte damit erklärt werden, dass diese Personen nicht mehr auf die finanziellen Ressourcen eines ehemaligen Partners zählen können und deswegen eher gefährdet sind, Sozialleistungen beziehen zu müssen als andere Personengruppen. Dieses Ergebnis stützt im Übrigen die Argumentationslinie, dass ein Austritt aus dem Arbeitsmarkt ohne Leistungen der Sozialen Sicherheit ein latentes Risiko darstellen kann, wenn diese Person vom Einkommen eines Partners lebt. Kommt es zu einer Trennung, ist eine Reintegration in den Arbeitsmarkt nicht immer problemlos möglich, was zu längeren Sozialhilfebezügen führen kann.

## 5.4 Zusammenfassung

Der Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt ist eines der zentralen Risiken arbeitsteiliger Gesellschaften. Gleichzeitig sind Exklusionsrisiken sozialstrukturell erwartungsgemäss ungleich verteilt. Für die Schweiz existieren in diesem Zusammenhang bereits einige Studien, die Risikogruppen auf Grund von Querschnittsbetrachtungen von Arbeitslosenzahlen, Sozialhilfequoten oder zur Entwicklung der Zahl der Personen mit Invalidenrente identifizieren, sowie einzelne Studien zu Verlaufsanalysen in Teilsystemen der Sozialen Sicherheit. Die Dynamik von Exklusionsprozessen im Gesamtsystem der Sozialen Sicherheit bleibt bei diesen Betrachtungen jedoch unterbeleuchtet. In diesem Beitrag haben wir uns deshalb dieser Forschungslücke angenommen und untersucht, welche Prozesse des arbeitsmarktlichen Ausschlusses im Längsschnitt zu beobachten sind, nachdem Personen, die während mindestens eines Jahres ununterbrochen in der Schweiz erwerbstätig waren, erstmals Leistungen der sozialen Sicherheit beanspruchen. Dabei haben wir im Kern untersucht, welche sozialstrukturellen Effekte vorliegen.

Auswertungen von Administrativdaten der Sozialen Sicherheit über einen Zeitraum von fünf Jahren zeigen, dass sich nach einem ersten Leistungsbezug Veränderungen hinsichtlich des Status auf dem Arbeitsmarkt nach drei Jahren weitgehend eingependelt haben. Ein grosser Teil ist wieder durchgehend erwerbstätig (61.0 Prozent), jedoch sind viele am Rande des Arbeitsmarktes integriert, was ihnen lediglich ein Jahreserwerbseinkommen unter der individuellen Grenze der Existenzsicherung ermöglicht (26.4 Prozent). Ein beachtlicher Teil (9.5 Prozent) hat sich aus dem Arbeitsmarkt zurückgezogen, ohne Leistungen der Sozialen Sicherheit zu beziehen. Die genauen Lebensumstände sind in diesen Fällen unbekannt, häufig wird der Partner für den Lebensunterhalt aufkommen, oder die Person hat die Schweiz verlassen. Am stärksten vom Arbeitsmarkt ausgeschlossen sind Individuen, welche von der Sozialhilfe (2.0 Prozent) oder von einer Invalidenrente (1.2 Prozent) leben und selber keiner Erwerbstätigkeit mehr nachgehen.

Die multivariate Analyse der sozialstrukturellen Einflussfaktoren (multinomiale Logit-Schätzung) hat starke Effekte entlang vertikaler Schichtungsmerkmale aufgezeigt, die eine enge Koppelung von sozioökonomischem Status und Exklusionsrisiken nahelegen und ebenso einen Zusammenhang zwischen Status und Krankheit (Invalidität) aufzeigen. Gleichzeitig zeigen die Analysen kumulative und kompensatorische Effekte auf. Besonders vom Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt bedroht sind Personen, die sowohl über einen tiefen Einkommensstatus als auch einen tiefen Bildungsstatus verfügen. Gleichzeitig lässt sich der negative Effekt eines fehlenden Berufsbildungsabschlusses mit einem einmal erreichten (mittleren) bis hohen Einkommensstatus kompensieren. Ähnlich schützt ein tertiärer Bildungsabschluss vor einem Ausschluss unabhängig von der bisher erreichten Position im Arbeitsmarkt. Der Zusammenhang von sozioökonomischem Status und Exklusionsrisiken ist jedoch nicht hinsichtlich aller Formen des Ausschluss aus dem Arbeitsmarkt gegeben. Effekte in Bezug auf die Wahrscheinlichkeit eines Rückzugs aus dem Arbeitsmarkt ohne materiellen Leistungsbezug aus dem System der Sozialen Sicherheit lassen sich durch vertikale Schichtmerkmale nur schlecht erklären.

Bedeutsamer für diese Art des Ausscheidens aus dem Arbeitsmarkt sind Merkmale zur Beschreibung der horizontalen Sozialstruktur. Die Analyse dieser Merkmale bestätigt einige Zusammenhänge, die bereits aus bivariaten Querschnittsbetrachtungen bekannt sind, während andere Muster widerlegt werden. Insbesondere fortgeschrittenes Alter kann als eines der zentralen Risikomerkmale ausgemacht werden, während sehr junges Alter eher mit unterdurchschnittlichen Risiken verbunden ist. Dabei gilt es jedoch zu berücksichtigen, dass junge Erwachsene eine sehr viel höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen überhaupt Sozialleistungen beanspruchen zu müssen und diese Wahrscheinlichkeit für Personen im fortgeschrittenen Erwerbsalter markant tiefer ausfällt. Hinsichtlich der Exklusionsrisiken ausländischer Staatsbürgerinnen und -bürger bringt die Differenzierung nach EU27-EFTA Staaten und Drittstaaten unterschiedliche Muster zu Tage. Ausländerinnen und Ausländer aus den EU27-EFTA Staaten scheiden eher aus dem Arbeitsmarkt aus ohne Sozialleistungen zu beziehen (Emigration) und sind seltener von Sozialhilfe abhängig oder lediglich am Rande des Arbeitsmarktes integriert. Ausländerinnen und Ausländer aus Drittstaaten, weisen generell ein sehr hohes Exklusionsrisiko auf. Sie ziehen sich häufiger aus dem Arbeitsmarkt zurück ohne staatliche Unterstützungsleistungen zu beziehen, sie lassen sich eher in Erwerbstätigkeiten am Rande des Arbeitsmarktes drängen und sie weisen eine erhöhte Wahrscheinlichkeit zur Sozialhilfeabhängigkeit auf.

## 5.5 Diskussion

Abschliessen möchten wir diesen Artikel mit einer breiteren Reflexion der methodischen Vorgehensweise, Vorschläge für weitere Forschung sowie mit Überlegungen zu gesellschaftspolitischen Implikationen, die mit den vorliegenden Ergebnissen verbunden sind.

Grundlage unserer Analysen sind Administrativdaten der Sozialen Sicherheit. Hinsichtlich unserer Forschungsfrage sind damit einige Vor- und Nachteile verbunden. Positiv zu werten ist die zeitliche Präzision und Verlässlichkeit der Kernindikatoren zum Ausschluss bzw. zur Teilhabe am Arbeitsmarkt. So ist davon auszugehen, dass die erhobenen Auszahlungen bzw. Einzahlungen, die im Rahmen der administrativen Abläufe von Alters- und Hinterbliebenenversicherung, Arbeitslosenversicherung, Sozialhilfe und Invalidenversicherung erfolgen, mit hoher Zuverlässigkeit dokumentiert sind und wir demnach präzise Aussagen zu Phasen mit Sozialleistungsbezügen bzw. Erwerbstätigkeit machen können. Dies im Gegensatz zu Umfragedaten, bei welchen mit Verzerrungen auf Grund von Erinnerungslücken zu rechnen ist. Was die Verfügbarkeit sozialstruktureller Merkmale betrifft, mussten wir jedoch einige Abstriche machen. Informationen zu Bildung und Branche der letzten Berufstätigkeit sind gerade im Rahmen der Sozialhilfe häufig fehlend, dies konnten wir ansatzweise mittels multipler Imputation angehen. Gänzlich unmöglich war es uns jedoch auf Grund fehlender Informationen eine vertikal stratifizierende Berufsvariable zu bilden oder den Einfluss von Betreuungspflichten zu untersuchen. Mit der Verwendung der erwähnten Administrativdaten stellt sich für uns die Frage der Selektivität der Stichprobe zudem differenziert. Einerseits können wir damit gerade einen Rückzug aus dem Arbeitsmarkt in Verbindung mit einer Abhängigkeit von Sozialleistungen (Sozialhilfe, IV) sehr gut abbilden. Mit der Verwendung dieser Daten haben wir jedoch lediglich jene Personen im Blickfeld, die Sozialleistungen beanspruchen und es entgehen uns Fälle, die aus dem Arbeitsmarkt ausscheiden, ohne je Leistungen des Systems der Sozialen Sicherheit bezogen zu haben. Insbesondere bei einem bewusst gewählten Rückzug aus dem Arbeitsmarkt ist es denkbar, dass bspw. nie Leistungen der Arbeitslosenversicherung beansprucht werden. Gerade hinsichtlich des geschlechtsspezifischen Rückzuges aus dem Arbeitsmarkt könnte dies jedoch ein relevantes Muster sein. Für die sozialstrukturelle Analyse ist es zudem von Bedeutung, dass wir unsere Analyse nicht auf der Basis eines gesamtschweizerisch repräsentativen Samples abstützen können, weil dem Bezug von Sozialleistungen ein Ereignis vorangeht, welches die Erwerbsmöglichkeiten mindert (Jobverlust, Änderung der familiären Situation, gesundheitliche Beeinträchtigung) und der Vergleich mit der gesamtschweizerischen Bevölkerung bereits für sozialstrukturell bedingt unterschiedliche Auftretenswahrscheinlichkeiten spricht.

Schliesslich gilt es festzuhalten, dass es sich bei den von uns gezeigten Resultaten zwar um kontrollierte Effektschätzungen handelt, jedoch Vorsicht geboten ist, diese kausal zu interpretieren. Einerseits ist dies bei einigen zentralen Merkmalen bereits theoretisch schwierig, weil bspw. das Erwerbseinkommen vielmehr ein Indikator für eine bestimmte Lebenslage ist. So wäre es beispielsweise unzulässig zu argumentieren, dass durch eine „künstlich“ induzierte Erhöhung des

Erwerbseinkommens unmittelbar eine Reduktion von arbeitsmarktlichen Exklusionsrisiken zu erwarten wäre. Andererseits können wir mit dem von uns gewählten Design Effekte der Makroebene kaum untersuchen. Lediglich regionale Unterschiede können wir kontrollieren. Inwiefern daher etwa die wirtschaftliche Lage oder auch die konkrete Ausgestaltung des Systems der Sozialen Sicherheit in Zusammenhang mit den von uns untersuchten Effekten zu beurteilen sind, bleibt daher verborgen. Hierzu scheint uns bspw. ein komparatives Design über einen Ländervergleich fruchtbar. Damit könnten länderspezifische Ausprägungen isoliert und untersucht werden.

Ausgangspunkt der weiteren Überlegungen ist die Feststellung, dass für einen Teil der beobachteten Gruppe das Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt mit der Abhängigkeit von staatlich finanzierten Sozialleistungen verbunden ist. Diese Gruppe ist zwar vergleichsweise klein. Weil damit jedoch langfristige Bezüge verbunden sind, wird sich die Zahl der Personen, die ihr Leben auf diesem Wege finanzieren, über die Jahre hinweg kumulieren. So stieg die Sozialhilfequote seit Anfang der 1990er langsam, aber stetig von 1,3 % auf 3,3 % an – ohne sich in Phasen des wirtschaftlichen Aufschwunges deutlich zu erholen (BFS, 2015a). Diese Entwicklung ist mit staatlichen Kosten verbunden und eine Belastung für die Betroffenen, weil soziale Integration nach wie vor zentral über die Integration im Arbeitsmarkt erfolgt. Zudem haben unsere Analysen gezeigt, dass Exklusionsprozesse stark sozialstrukturell beeinflusst sind und dass diese Effekte im Vergleich zum Risiko eines ersten Leistungsbezuges sogar zunehmen. Dies wirft Fragen bezüglich der gerechten Verteilung der Teilhabemöglichkeiten auf.

Mit welchen Mitteln der Wohlfahrtsstaat diesen Prozessen entgegenwirken soll, ist sicherlich eine politische Frage. Weil mit der Abhängigkeit von Sozialleistungen auch ökonomische und gesellschaftliche Kosten verbunden sind, lässt sich feststellen, dass mit dem Wandel hin zum aktivierenden Wohlfahrtsstaat, die Bemühungen zu mehr arbeitsmarktlichen Integration auch in der Schweiz zu beobachten sind. Dabei ist zumindest fraglich, inwiefern diese Programme einen positiven Effekt auf die Beschäftigungschancen haben (Aeppli & Ragni, 2009; Egger & Dreher, 2010; Morlok, Liechti, Lalive, Aderonke & Zweimüller, 2014). Eine Weiterentwicklung des aktivierenden Sozialstaats ist der Wohlfahrtsstaat, der dem „social investment“ Paradigma verpflichtet ist. Diesem Paradigma liegt der Kerngedanke zu Grunde, Menschen durch zusätzliche, über das traditionelle Bildungssystem hinausreichende Investitionen in das Humankapital zur Teilnahme am Arbeitsmarkt zu befähigen (Olk, 2008). Es zielt aus Sicht der Staatsfinanzen auf eine nachhaltige Finanzierbarkeit des Systems der Sozialen Sicherheit ab. Dabei werden unter anderem Strategien im Bereich der Vereinbarkeit von Familie und Beruf sowie der Nachholbildung verfolgt (Morel et al., 2012) diese sind auch Teil der Armutsbekämpfungsstrategie des Bundes (EDI, 2013).



## 5.6 Anhang 5

Tabelle 5-4: Codierschema für Kombinationszustände

Einfache Codierung (1.Version)					
Code 1	Zustandskombination:				
	1: zutreffend 2: nicht zutreffend Egal: 1 oder 2				
Code 1	ALV	IVR	SH	IVT	ER
A0	1	2	2	2	2
A1	1	2	2	2	1
B0	1	1	2	egal	2
B1	1	1	2	egal	1
D0	1	2	2	1	2
D1	1	2	2	1	1
E0	1	1	1	egal	2
E1	1	1	1	egal	1
I0	2	1	2	egal	2
I1	2	1	2	egal	1
C0	1	2	1	2	2
C1	1	2	1	2	1
J0	2	1	1	egal	2
J1	2	1	1	egal	1
U0	2	2	1	1	2
U1	2	2	1	1	1
S1	2	2	1	2	1
S0	2	2	1	2	2
T0	2	2	2	1	2
T1	2	2	2	1	1
X1	2	2	2	2	1
X0	2	2	2	2	2
F0	1	2	1	1	2
F1	1	2	1	1	1

Einfache Codierung	
Zustandskombination	Code 2
ALV	A0
ALV und Erwerb	A1
ALV SH	C0
ALV SH mit Erwerb	C1
IV-Taggeld	T0
IV-Taggeld mit Erwerb	T1
SH kombi IVR und/oder IVT, ev. ALV	U0 J0 E0 F0 > kombi1
SH kombi IVR und/oder IVT, ev. ALV mit Erwerb	U1 J1 E1 F1 > kombi1_er
Sozialhilfe	S0
Sozialhilfe mit Erwerb	S1

*Bemerkungen: Codes stehen für Zustände verstanden als Kombinationen von materiellen Leistungsbezügen und/oder Erwerbstätigkeit. Codes wurden quartalsweise ausgehend vom Erstbezug materieller Sozialleistungen vergeben.*

*ALV=Arbeitslosenversicherung, IVR=Invalidenrente, SH=Sozialhilfe, IVT=Taggeld der Invalidenversicherung, ER=Erwerbstätigkeit, kombi=Kombination*

Tabelle 5-5: Effekte sozialstruktureller Merkmale auf Exklusion vom Arbeitsmarkt

		Integriert	Am Rande des AM	Rückzug aus AM	Sozialhilfe	IV
<b>Basiswahrscheinlichkeit</b>		<b>60.98</b>	<b>26.40</b>	<b>9.51</b>	<b>1.98</b>	<b>1.13</b>
<i>vertikale Schichtmerkmale</i>						
Position in Einkommens- verteilung	1. Quintil	-12.8*** (0.54)	9.19*** (0.53)	2.12*** (0.40)	0.81*** (0.17)	0.63*** (0.15)
	2. Quintil	-6.70*** (0.34)	5.52*** (0.32)	0.69** (0.22)	0.22* (0.099)	0.27** (0.088)
	3. Quintil	3.91*** (0.28)	-2.71*** (0.26)	-0.99*** (0.17)	-0.084 (0.083)	-0.13 (0.065)
	4. Quintil	8.09*** (0.43)	-7.23*** (0.38)	-0.21 (0.26)	-0.44*** (0.12)	-0.20* (0.084)
	5. Quintil	10.3*** (0.61)	-8.81*** (0.55)	0.22 (0.39)	-1.21*** (0.14)	-0.53*** (0.10)
Bildungsstufe	Sek 1	-6.28*** (0.34)	4.03*** (0.32)	0.90*** (0.21)	1.09*** (0.11)	0.26*** (0.078)
	Sek 2	2.00*** (0.20)	-0.72*** (0.19)	-0.75*** (0.13)	-0.42*** (0.058)	-0.10 (0.054)
	Tertiär	7.22*** (0.52)	-6.48*** (0.46)	0.80* (0.34)	-1.20*** (0.12)	-0.34** (0.11)
<i>Merkmale horizontaler Sozialstruktur</i>						
Alter	18 - 25	9.84*** (0.41)	-4.32*** (0.37)	-3.77*** (0.23)	-0.81*** (0.084)	-0.94*** (0.047)
	26 - 35	0.73* (0.31)	0.033 (0.29)	-0.081 (0.19)	-0.15 (0.093)	-0.53*** (0.061)
	36 - 45	1.10*** (0.33)	-0.24 (0.31)	-1.06*** (0.19)	0.16 (0.11)	0.040 (0.083)
	46 - 55	-6.95*** (0.44)	2.88*** (0.42)	1.70*** (0.28)	0.99*** (0.17)	1.38*** (0.16)
	56 - 60	-26.2*** (0.78)	8.79*** (0.83)	12.4*** (0.72)	1.65*** (0.34)	3.33*** (0.39)
Geschlecht	Mann	3.07*** (0.24)	-2.60*** (0.22)	-0.96*** (0.13)	0.33*** (0.072)	0.17** (0.053)
	Frau	-2.71*** (0.21)	2.13*** (0.19)	1.05*** (0.14)	-0.30*** (0.061)	-0.17*** (0.051)
Nationalität	Schweiz	1.25*** (0.17)	0.69*** (0.16)	-2.00*** (0.11)	0.034 (0.052)	0.029 (0.039)
	EU27/EFTA	-1.44*** (0.41)	-2.89*** (0.37)	4.87*** (0.29)	-0.52*** (0.10)	-0.020 (0.087)
	Drittstaaten	-2.83*** (0.47)	0.85* (0.41)	1.61*** (0.31)	0.43** (0.14)	-0.063 (0.095)
Zivilstand	ledig	1.52*** (0.28)	-1.35*** (0.27)	-1.02*** (0.19)	0.61*** (0.11)	0.24* (0.096)
	verheiratet	-1.47*** (0.24)	1.23*** (0.23)	0.99*** (0.14)	-0.66*** (0.061)	-0.089* (0.044)
	geschieden, ge- trennt, verwitwet	0.090 (0.53)	0.28 (0.48)	-0.96** (0.30)	0.62*** (0.14)	-0.020 (0.079)
		n 60'987				
		Imputations 5				
		Ø – McFadden <sup>2</sup> 0.088				
		Ø – RVI 0.028				

Quelle: SHIVALV 2005 – 2010, AHV-IK 2005 – 2010, eigene Berechnungen

Average marginal effects (computed as differences between predictive margins and overall margins; in percentage points) and standard errors in parentheses, based on multinomial logistic regression model, additionally controlled for social security payments and/or earnings at start, communal and cantonal heterogeneity and branch of industry of last employment, (\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ \*)

Tabelle 5-6: Effekte sozialstruktureller Merkmale auf Exklusion vom Arbeitsmarkt unter Einbezug der Interaktion von Bildung und Einkommensposition

		Integriert	Am Rande des AM	Rückzug aus AM	Sozialhilfe	IV
Basiswahrscheinlichkeit		60.98	26.40	9.51	1.98	1.13
<i>vertikale Schichtungsmerkmale</i>						
Position in Einkommens- verteilung	1. Quintil, Sek I	-26.6*** (0.93)	18.7*** (1.03)	3.80*** (0.74)	2.72*** (0.42)	1.38*** (0.31)
	1. Quintil, Sek II	-9.03*** (0.76)	7.46*** (0.76)	1.16* (0.58)	0.21 (0.21)	0.20 (0.20)
	1. Quintil, Tertiär	2.95 (1.55)	-3.68** (1.37)	1.32 (1.16)	-0.90* (0.35)	0.31 (0.45)
	2. Quintil, Sek I	-14.1*** (0.64)	10.5*** (0.62)	1.38*** (0.36)	1.49*** (0.23)	0.74*** (0.17)
	2. Quintil, Sek II	-4.69*** (0.54)	4.83*** (0.52)	-0.016 (0.33)	-0.14 (0.15)	0.014 (0.14)
	2. Quintil, Tertiär	1.89 (1.27)	-2.42* (1.16)	1.44 (0.85)	-1.00*** (0.27)	0.096 (0.35)
	3. Quintil, Sek I	-0.23 (0.56)	-0.082 (0.51)	-0.74* (0.31)	1.07*** (0.20)	-0.017 (0.12)
	3. Quintil, Sek II	4.28*** (0.46)	-2.43*** (0.40)	-1.33*** (0.29)	-0.43*** (0.12)	-0.088 (0.11)
	3. Quintil, Tertiär	10.5*** (1.19)	-8.89*** (0.99)	-0.0034 (0.73)	-1.34*** (0.22)	-0.31 (0.25)
	4. Quintil, Sek I	4.28*** (1.03)	-6.30*** (0.89)	1.76** (0.61)	0.44 (0.34)	-0.18 (0.18)
	4. Quintil, Sek II	9.81*** (0.55)	-7.42*** (0.49)	-1.45*** (0.33)	-0.75*** (0.14)	-0.19 (0.11)
	4. Quintil, Tertiär	13.5*** (0.96)	-11.7*** (0.83)	0.048 (0.67)	-1.35*** (0.19)	-0.50** (0.19)
X	5. Quintil, Sek I	7.63** (2.62)	-6.74** (2.41)	0.97 (1.53)	-1.40*** (0.41)	-0.46 (0.37)
	5. Quintil, Sek II	14.0*** (0.81)	-11.1*** (0.70)	-1.17* (0.50)	-1.32*** (0.15)	-0.44** (0.14)
	5. Quintil, Tertiär	14.3*** (0.75)	-12.5*** (0.63)	0.84 (0.51)	-1.68*** (0.11)	-0.88*** (0.093)
<i>Merkmale horizontaler Sozialstruktur</i>						
Alter	18 - 25	9.93*** (0.42)	-4.37*** (0.38)	-3.81*** (0.23)	-0.81*** (0.084)	-0.94*** (0.048)
	26 - 35	0.68* (0.31)	0.057 (0.29)	-0.045 (0.19)	-0.15 (0.094)	-0.54*** (0.060)
	36 - 45	1.14*** (0.33)	-0.27 (0.31)	-1.06*** (0.19)	0.16 (0.11)	0.037 (0.082)
	46 - 55	-6.94*** (0.44)	2.89*** (0.42)	1.70*** (0.29)	0.99*** (0.17)	1.36*** (0.16)
	56 - 60	-26.3*** (0.78)	8.87*** (0.83)	12.4*** (0.72)	1.66*** (0.34)	3.30*** (0.38)
Geschlecht	Mann	2.92***	-2.48***	-0.94***	0.33***	0.17**

		(0.24)	(0.22)	(0.14)	(0.072)	(0.053)
	Frau	-2.58***	2.03***	1.02***	-0.30***	-0.17***
		(0.21)	(0.19)	(0.15)	(0.062)	(0.051)
Nationalität	Schweiz	1.28***	0.66***	-2.00***	0.030	0.023
		(0.17)	(0.16)	(0.11)	(0.052)	(0.038)
	EU27/EFTA	-1.49***	-2.83***	4.84***	-0.52***	-0.011
		(0.41)	(0.37)	(0.29)	(0.10)	(0.088)
	Drittstaaten	-2.90***	0.89*	1.62***	0.44**	-0.053
		(0.47)	(0.42)	(0.31)	(0.14)	(0.096)
Zivilstand	ledig	1.54***	-1.36***	-1.01***	0.61***	0.23*
		(0.28)	(0.26)	(0.19)	(0.11)	(0.095)
	verheiratet	-1.48***	1.24***	0.98***	-0.66***	-0.083
		(0.24)	(0.23)	(0.14)	(0.061)	(0.044)
	geschieden, ge-	0.046	0.31	-0.95**	0.62***	-0.023
	trennt, verwitwet	(0.52)	(0.48)	(0.30)	(0.14)	(0.079)
<hr/>						
		n 60'987				
		Imputations 5				
		Ø – McFadden <sup>2</sup> 0.0896				
		Ø – RVI 0.0364				
<hr/>						

Quelle: SHIVALV 2005 – 2010, AHV-IK 2005 – 2010, own calculations

Average marginal effects (computed as differences between predictive margins and overall margins; in percentage points) and standard errors in parentheses, based on multinomial logistic regression model, additionally controlled for social security payments and/or earnings at start, communal and cantonal heterogeneity and branch of industry of last employment, (\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ )

Tabelle 5-7: Effekte sozialstruktureller Merkmale auf Exklusion vom Arbeitsmarkt, Frauen

		Integrierte	Am Rande des	Rückzug aus AM	Sozialhilfe	IV
		56.64	30.93	9.91	1.65	0.87
<i>vertikale Schichtungsmerkmale</i>						
Position in Einkommens- verteilung	1. Quintil	-9.36*** (0.64)	6.95*** (0.63)	1.80*** (0.46)	0.43** (0.16)	0.19 (0.14)
	2. Quintil	-3.90*** (0.37)	3.67*** (0.35)	0.087 (0.22)	0.084 (0.095)	0.06 (0.073)
	3. Quintil	5.36*** (0.42)	-4.17*** (0.40)	-0.97*** (0.25)	-0.14 (0.12)	-0.087 (0.084)
	4. Quintil	9.20*** (0.76)	-8.98*** (0.71)	0.31 (0.49)	-0.60** (0.19)	0.071 (0.16)
	5. Quintil	11.0*** (1.24)	-10.9*** (1.15)	0.91 (0.80)	-0.64* (0.32)	-0.46** (0.16)
	Bildungsstufe					
	Sek I	-6.42*** (0.48)	4.11*** (0.47)	1.13*** (0.27)	1.00*** (0.15)	0.18 (0.11)
	Sek II	2.00*** (0.28)	-0.71* (0.28)	-0.81*** (0.18)	-0.37*** (0.072)	-0.12 (0.071)
	Tertiär	8.16*** (0.80)	-7.85*** (0.75)	0.66 (0.53)	-0.99*** (0.15)	0.012 (0.17)
<i>Merkmale horizontaler Sozialstruktur</i>						
Alter	18 - 25	7.48*** (0.59)	-3.46*** (0.56)	-2.82*** (0.35)	-0.50*** (0.12)	-0.71*** (0.058)
	26 - 35	-2.54*** (0.44)	2.13*** (0.43)	0.78** (0.26)	0.02 (0.12)	-0.39*** (0.072)
	36 - 45	2.72*** (0.47)	-1.19** (0.44)	-1.74*** (0.26)	0.13 (0.14)	0.075 (0.11)
	46 - 55	-4.09*** (1.20)	0.97 (1.25)	1.21** (1.08)	0.52** (0.40)	1.38*** (0.55)
	56 - 60	-22.7*** (0.41)	7.20*** (0.40)	12.3*** (0.25)	0.62 (0.16)	2.64*** (0.14)
	Nationalität					
	Schweiz	0.99*** (0.21)	0.50* (0.21)	-1.52*** (0.14)	0.027 (0.057)	-0.00014 (0.039)
	EU27/EFTA	-0.42 (0.62)	-2.82*** (0.58)	3.59*** (0.42)	-0.33* (0.14)	-0.013 (0.12)
	Drittstaaten	-3.75*** (0.70)	1.46* (0.64)	1.99*** (0.44)	0.27 (0.18)	0.03 (0.14)
Zivilstand	ledig	4.53*** (0.41)	-3.65*** (0.40)	-1.99*** (0.25)	0.66*** (0.16)	0.45** (0.14)
	verheiratet	-4.84*** (0.36)	3.60*** (0.35)	2.24*** (0.21)	-0.80*** (0.081)	-0.21*** (0.061)
	geschieden, ge- trennt, verwitwet	1.37* (0.68)	0.081 (0.65)	-2.01*** (0.38)	0.53*** (0.16)	0.03 (0.083)
n 31'821						
Imputations 5						
Ø - McFadden <sup>2</sup> 0.085						
Ø - RVI 0.037						

Quelle: SHIVALV 2005 – 2010, AHV-IK 2005 – 2010, own calculations; Average marginal effects (computed as differences between predictive margins and overall margins; in percentage points) and standard errors in parentheses, based on multinomial logistic regression model, additionally controlled for social security payments and/or earnings at start, communal and cantonal heterogeneity and branch of industry of last employment, (\* p<0.05, \*\* p <0.01, \*\*\* p <0.001\*)

Tabelle 5-8: Effekte sozialstruktureller Merkmale auf Exklusion vom Arbeitsmarkt, Männer

		Integrierte	Am Rande des AM	Rückzug aus AM	Sozialhilfe	IV
Basiswahrscheinlichkeit		65.71	21.46	9.08	2.34	1.41
<i>vertikale Schichtungsmerkmale</i>						
Position in Einkommens- verteilung	1. Quintil	-16.0*** (0.98)	10.8*** (0.94)	1.95** (0.72)	1.61*** (0.35)	1.58*** (0.35)
	2. Quintil	-9.01*** (0.68)	6.29*** (0.62)	1.23** (0.45)	0.65** (0.22)	0.84*** (0.21)
	3. Quintil	0.83* (0.40)	-0.037 (0.36)	-0.66** (0.25)	0.031 (0.13)	-0.17 (0.10)
	4. Quintil	5.65*** (0.48)	-4.51*** (0.42)	-0.19 (0.29)	-0.53*** (0.16)	-0.42*** (0.11)
	5. Quintil	8.76*** (0.66)	-6.46*** (0.57)	0.041 (0.42)	-1.68*** (0.16)	-0.66*** (0.14)
	Bildungsstufe Sek I	-6.45*** (0.49)	4.15*** (0.43)	0.70* (0.31)	1.24*** (0.18)	0.36** (0.12)
	Sek II	1.94*** (0.29)	-0.71** (0.26)	-0.67** (0.21)	-0.48*** (0.095)	-0.074 (0.080)
	Tertiär	6.83*** (0.67)	-5.36*** (0.55)	0.68 (0.42)	-1.46*** (0.17)	-0.69*** (0.15)
<i>Merkmale horizontaler Sozialstruktur</i>						
Alter	18 - 25	12.3*** (0.56)	-5.15*** (0.48)	-4.79*** (0.30)	-1.19*** (0.12)	-1.20*** (0.074)
	26 - 35	4.86*** (0.43)	-2.62*** (0.38)	-1.28*** (0.26)	-0.29* (0.15)	-0.67*** (0.10)
	36 - 45	-0.75 (0.47)	0.74 (0.44)	-0.34 (0.28)	0.28 (0.18)	0.072 (0.14)
	46 - 55	-10.5*** (0.63)	5.30*** (0.61)	2.28*** (0.41)	1.50*** (0.28)	1.39*** (0.23)
	56 - 60	-30.2*** (1.03)	10.8*** (1.10)	13.1*** (0.97)	2.52*** (0.54)	3.80*** (0.54)
	Zivilstand ledig	-1.87*** (0.40)	1.23*** (0.36)	0.15 (0.28)	0.52** (0.17)	-0.031 (0.13)
Nationalität	verheiratet	2.30*** (0.33)	-1.50*** (0.29)	-0.31 (0.18)	-0.55*** (0.094)	0.062 (0.068)
	geschieden, ge- trennt, verwitwet	-3.08*** (0.86)	1.59* (0.77)	0.9 (0.51)	0.73** (0.26)	-0.14 (0.14)
	Schweiz	1.46*** (0.27)	0.85*** (0.24)	-2.53*** (0.16)	0.11 (0.095)	0.11 (0.074)
	EU27/EFTA	-1.70** (0.52)	-3.14*** (0.44)	5.61*** (0.38)	-0.74*** (0.15)	-0.025 (0.13)
	Drittstaaten	-2.54*** (0.62)	1.01 (0.54)	1.27** (0.43)	0.46* (0.19)	-0.21 (0.13)
n 29'166						
Imputations 5						
Ø – McFadden <sup>2</sup> 0.094						
Ø – RVI 0.0287						

Quelle: SHIVALV 2005 – 2010, AHV-IK 2005 – 2010, own calculations; Average marginal effects (computed as differences between predictive margins and overall margins; in percentage points) and standard errors in parentheses, based on multinomial logistic regression model, additionally controlled for social security payments and/or earnings at start, communal and cantonal heterogeneity and branch of industry of last employment, (\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001\*)

## 6 Nichtbezug von Sozialhilfe: Regionale Unterschiede und die Rolle von Normen

Neben dem Ertrag aus Aktivitäten am Markt (Erwerb oder Kapital) spielen für die Verfügbarkeit finanzieller Mittel von Haushalten und Individuen die Instrumente der wohlfahrtstaatlichen Umverteilung eine wichtige Rolle. Auswirkungen sozialer Risiken wie Arbeitslosigkeit, Alter und Krankheit werden etwa über das System der sozialen Sicherheit gemindert. Bei Eintritt bestimmter Lebensrisiken sichern Sozialtransfers die finanzielle Existenz. Dabei findet eine Umverteilung des Wohlstandes statt. In welchem Ausmass dies geschieht, ist von verschiedenen Faktoren abhängig. Etwa durch die Höhe der ausgerichteten Leistungen, die Bedingungen, die zum Bezug berechtigen, sowie die Art der Finanzierung. Das Ausmass der Umverteilung hängt jedoch nicht zuletzt davon ab, ob die Leistungen auch tatsächlich beansprucht werden. Verfügt ein Haushalt nicht über ausreichend Einkommen, um damit über die Grenze des Existenzminimums zu kommen, kann die Sozialhilfe nur dann diese Lücke ausfüllen, wenn die entsprechenden Gelder tatsächlich beansprucht werden. Nichtinanspruchnahme von Sozialleistungen liegt dann vor, wenn Personen keine Leistungen beziehen, obwohl sie rechtlich gesehen Anspruch darauf hätten. Wenn die Nichtbezugs-Quoten hoch sind, ist es fraglich, ob die Instrumente des Wohlfahrtsstaates wirksam konzipiert sind. Darüber hinaus wirft ein asymmetrischer Bezug von Sozialleistungen die Frage der horizontalen Gerechtigkeit auf: Wenn Bedürftigkeit das entscheidende Kriterium eines Leistungsbezugs sein soll, ist fraglich, weshalb nicht alle Haushalte in identischen finanziellen Verhältnis gleichermassen unterstützt werden sollen. Darüber hinaus bergen Nichtbezüge die Gefahr, bestimmte soziale Gruppen zu marginalisieren. Wenn einzelne soziale Gruppen im Gegensatz zu anderen sozialen Gruppen seltener Leistungen beziehen, kann dies zu selektiver Exklusion einzelner Bevölkerungsgruppen führen.

In vielen Ländern sind die Nichtbezugsquoten sehr hoch, wie Hernanz, Malherbet & Pellizzari (2004) in einem umfassend Länderreview feststellen. Typischerweise sind Nichtbezugs-Quoten höher, wenn sie eine Anspruchsprüfung erfordern, wie es für Sozialhilfeleistungen die Regel ist. Die Nichtbezugsquote von Sozialhilfe variiert schätzungsweise zwischen 20% und 60%. Nichtbezugsquoten sind dagegen in der Regel etwas tiefer, wenn es sich um den Bezug von versicherungsbasierten Leistungen, wie beispielsweise Gelder aus der Arbeitslosenversicherung, handelt (Hernanz et al., 2004). Studien, die untersuchen, wie sich Nichtbezugs-Quoten im Verlaufe der Zeit entwickelt haben, sind rar. Bruckmeier & Wiemers (2012) zeigen, dass sich die Nichtinanspruchnahme von Leistungen der Grundsicherung nach der Hartz-IV Reform in Deutschland verringert hat. Bargain, Immervoll & Viitamäki (2012) untersuchen ebenfalls eine konsistente Zeitreihe und stellen einen Trend mit steigender Zahl des Nichtbezugs in Finnland fest. Sie vermuten, dass die zuständigen Behörden Kosten in Form von Stigma und anderen Transaktionskosten in Kauf nehmen, um die Kosten, die durch die Ausschüttung von Sozialleistungen anfallen, tiefer zu halten (ebd.:393) (vgl. auch Kleven & Kopczuk, 2011).

Da die Anforderungen an die Daten zur Schätzung von Nicht-Bezugsquoten hoch sind, liegen Studien für die meisten Länder lediglich fragmentiert vor. Dies trifft auch für die Schweiz zu. Es existieren aber verschiedene Untersuchungen, die sich mit der Schätzung des Nichtbezuges von Sozialhilfe für unterschiedliche Zeiträume beschäftigen. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Nichtbeanspruchung von Sozialhilfe in erheblichem Umfang vorkommt. Basierend auf einer Befragung zur Armut in der Schweiz schätzen Fluder & StremLOW (1999) und Leu, Burri & Priester, (1997) die Nichtbezugsquote bei der Sozialhilfe für 1992 auf zwischen 45% und 86% - je nach Definition der untersuchten Sozialhilfeleistungen. Die Autoren weisen dabei auf die für die Schweiz bestehende Eigenheit der kantonal unterschiedlichen Implementationen der Sozialhilfepraxis hin, die zu einer starken Variation der Regeln der Anspruchsberechtigung führen und entsprechend die Schätzung von Nichtbezugsquoten erschweren. Fluder & StremLOW (1999) führen eine Sekundärdatenanalyse der Daten von Leu et al. (1997) mit Fokus auf regionale Unterschiede durch und stellen dabei fest, dass der Nichtbezug in Landregionen sehr viel verbreiteter ist als in Agglomerationen und grossstädtischen Zentren. Einige Jahre später ermitteln Crettaz et al. (2009) auf der Basis der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) einen Anteil von 28.2 % der Armutsbevölkerung von 2005, der keine öffentlichen Unterstützungsleistungen bezieht. Dies könnte darauf hinweisen, dass die Nichtbezugsquote in der Schweiz im Verlauf der Zeit abgenommen hat. Die Quoten sind jedoch auf Grund unterschiedlicher methodischer Zugänge schwierig miteinander zu vergleichen. Neuere Schätzungen des Nichtbezuges liegen keine vor. Sie wären aber von Interesse, weil in der Schweiz der Bezug von Sozialhilfe besonders ab 2005 medial verstärkt kontrovers diskutiert wurde (vgl. auch Abschnitt 6.1.2) und die Frage gestellt werden kann, ob die medial geführte Debatte das Klima verschärft und ob sich dies auf die Quote der Nichtbeziehenden ausgewirkt hat. Basierend auf einer Gegenüberstellung der Gesamtquoten der Sozialhilfe- und der Armutsstatistik auf der Grundlage der EU-SILC-Erhebung, könnte vermutet werden, dass die Nichtbezugsquote im Jahr 2012 erneut bei hohen 60 % lag<sup>73</sup>. Das Bundesamt für Statistik warnt allerdings vor einer statistikübergreifenden Auswertung und davor mit einem simplen Vergleich beider Anteilswerte eine Quote des Nichtbezuges zu berechnen, weil die Datenlage und unterschiedlicher Erhebungstechniken einen solchen erschweren (BFS, 2015)<sup>74</sup>.

Hier setzt der vorliegende Beitrag an. Zunächst wird eine Übersicht der bestehenden Erklärungen einer Nichtinanspruchnahme geliefert und eine Einordnung der theoretischen Zusammenhänge der zu erwartenden Effekte für die Schweiz vorgenommen (Abschnitt 6.1). Daraus ist ersichtlich, dass gerade das Vorhandensein von Stigma-Effekten in der Literatur häufig als eine der vermuteten Hauptursachen für die Nichtinanspruchnahme von Sozialhilfe dargestellt wird. Gleichzeitig ist aber umstritten, ob die Furcht vor Stigmatisierung tatsächlich so weit geht, dass auf Leistungen

<sup>73</sup> <http://www.grundeinkommen.ch/60-prozent-die-dunkelziffer/>

<sup>74</sup> „Trotz theoretischer Komplementarität der Begriffe der bekämpften und verdeckten Armut wäre es falsch, eine statistikübergreifende Auswertung vorzunehmen oder gar eine Quote der sozialen Ausgrenzung zu berechnen.“ (BFS, 2015a, S. 83)



verzichtet wird. Die empirischen Resultate sind widersprüchlich und daher ist es unklar, welche Rolle sozialen Prozessen wie Stigma in Zusammenhang mit der Beanspruchung von Sozialhilfeleistungen zukommt. In Abschnitt 6.2 wird anschliessend eine Methode zur Schätzung der Nichtbezugsquote auf der Basis von Steuerdaten des Kantons Bern beschrieben<sup>75</sup>. Diese beinhalten detaillierte Informationen zur finanziellen Situation (Einkommen und Vermögen). Die auf dieser Basis ermittelte Zahl der potentiell Anspruchsberechtigten wird anschliessend mit der Statistik der Sozialhilfebeziehenden verglichen, die ebenfalls eine Vollerhebung darstellt. Zur Erhöhung der Vergleichbarkeit wurde die Berechnung der Sozialhilfequote auf das vorliegende Vorhaben angepasst. Abschnitt 6.3 widmet sich schliesslich der Frage, wie sich die beobachteten kommunalen Unterschiede des Nichtbezuges innerhalb des Kantons Bern erklären lassen und inwiefern soziale Normen dabei eine Rolle spielen könnten.

## **6.1 Theoretische Erklärung des Nichtbezuges und Bedeutung für die Schweiz**

### *6.1.1 Theoretische Erklärung des Nichtbezugs*

Ausgangspunkt vieler Studien für die Erklärung des Nichtbezugs ist ein Kosten-Nutzen Modell, in welchem dem erwarteten Nutzen eines Bezugs die Transaktionskosten gegenübergestellt werden (Currie, 2004; Hernanz et al., 2004; Moffitt, 1983; Riphahn, 2001). Innerhalb dieses Rahmens werden Faktoren identifiziert, die den erwarteten Nutzen bzw. die Kosten repräsentieren und daher den Bezug von Sozialleistungen begünstigen oder hemmen. Gut belegt ist die Feststellung, dass pekuniäre Faktoren wie das Ausmass der Bedürftigkeit, die Höhe der ausgeschütteten Leistungen und die erwartete Dauer der Beanspruchung für die Wahrscheinlichkeit einer Leistungsbeanspruchung entscheidend sind (vgl. bspw. Bruckmeier & Wiemers, 2012). Je weniger Ressourcen einer Person zur Verfügung stehen bzw. wenn zu erwarten ist, dass ein finanzieller Engpass lange dauert (bspw. bei Alleinerziehenden), desto wahrscheinlicher ist ein Bezug (Kleven & Kopczuk, 2011).

Verschiedene Autoren weisen jedoch darauf hin, dass ein Nichtbezug ebenso durch Faktoren beeinflusst werden kann, die nicht direkt mit der Notlage in Verbindung stehen. Einige Autoren (z.B. (Currie, 2004; Van Oorschot, 1991, 2002, 1995)) weisen auf die Bedeutung des Administrationsprozesses selber hin. Im Zuge der Anspruchsprüfung können administrative Hürden und Fehler bei der Abklärung die Quote des Nichtbezuges erhöhen. Dabei können direkte und indirekte Effekte unterschieden werden. Direkte Effekte entstehen, wenn im Rahmen der Anspruchsprüfung fälschlicherweise ein Antrag auf Sozialhilfegelder abgewiesen wird. Indirekte Effekte entstehen durch die administrative Ausgestaltung des Aufnahmeverfahrens, das Anspruchsberechtigte vom Einfordern ihrer Rechte abschrecken kann (z.B. umfangreiche Befragungen und komplizierte Dokumente, die eingereicht werden müssen).

<sup>75</sup> Die Daten wurden der Universität Bern und der Berner Fachschule im Rahmen des Projektes „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen in der Schweiz“ von der Berner Steuerverwaltung freundlicherweise zur Verfügung gestellt (vgl. [inequalities.ch](http://inequalities.ch)).

Hernanz et al. (2004) sehen in psychologischen und sozialen Faktoren einen Hauptgrund für den Nichtbezug. Eine Rolle spielte dabei insbesondere die Angst vor gesellschaftlicher Stigmatisierung. Während es weitgehend unbestritten zu sein scheint, dass das Ausmass der Bedürftigkeit und die Dauer der erwarteten Beanspruchung relevante Faktoren der Bezugswahrscheinlichkeit sind, ist der Einfluss der Stigma-Effekte jedoch umstrittener. Daponte, Sanders & Taylor (1999) untersuchten die Ursache für hohe Nichtbezugsraten von Lebensmittelmarken in den USA (Food Stamp Programm). Weil die Sichtbarkeit der Bedürftigkeit durch das Einlösen der Marken im öffentlichen Raum sehr hoch ist, wurden Stigma-Effekte als Ursache für die geringe Beanspruchung des Programmes vermutet. In einer eigens dafür konzipierten Befragung der relevanten Zielgruppe, stellte sich jedoch heraus, dass eine Mehrheit der theoretisch Anspruchsberechtigten, die jedoch keine Lebensmittelkarten bezogen, nicht wussten, dass ihre finanzielle Situation sie für das Programm qualifiziert hätte. Generell war die Korrelation von Selbsteinschätzung und tatsächlicher Anspruchsberechtigung eher gering, was verdeutlicht, dass mangelnde Informationen einen bedeutsamen Einfluss auf die Beanspruchung von Sozialleistungen haben können. Eine Mehrheit der Personen, die im Rahmen der Studie über ihren Anspruch auf Leistungen informiert wurden, beanspruchten diese später tatsächlich. Bei Verzicht wurde der zu geringe Betrag als Grund genannt. Die Angst vor Stigmatisierung spielte eine untergeordnete Rolle. Die Autoren schlussfolgern, dass Stigma deswegen wenig Bedeutung zukommt und fehlende Informationen ein viel entscheidender Faktor sind. Dabei ist jedoch fraglich, ob das Resultat nicht durch das Setting der Studie beeinflusst wurde. So ist es durchaus denkbar, dass die ausführliche Informationsvermittlung im Rahmen der Studie den zuvor vorhandenen Befürchtungen entgegenwirkte. Andere Studien finden durchaus Hinweise, dass Stigma-Effekte eine Nichtinanspruchnahme von Sozialleistungen beeinflussen können. Kayser & Frick (2000) untersuchten den Nichtbezug in Deutschland und schreiben Stigma-Effekten eine hohe Bedeutung zu. Sie analysierten den Effekt von verschiedenen Proxy-Variablen, die sie mit unterschiedlichen Stigma-Kosten verbinden. Beispielsweise finden sie eine Zunahme des erwarteten Nichtbezuges für Personen aus dem ehemaligen Ostdeutschland und für Ausländer. Für beide Gruppen vermuten sie höhere Stigma-Kosten. Sie stellen tiefere Stigma-Kosten und entsprechend tiefere Nichtbezugsquoten für Haushalte fest, die in der Anonymität einer Grossstadt leben. Die Autoren weisen jedoch auf die Problematik hin, dass sich mit ihrer Vorgehensweise vermutete Stigma-Effekt empirisch schwierig von weiteren Transaktionskosten unterscheiden lassen. Currie (2004) stellt in diesem Zusammenhang fest, dass ein definitiver Test der Stigma-These vermutlich unmöglich umzusetzen sei und unterstreicht damit die Schwierigkeiten der konzeptionellen Operationalisierung bei der Erforschung eines vagen Konzeptes wie Stigma. Die Frage, welche Rolle Stigma-Effekten zukommt, bleibt damit umstritten, obwohl es wichtig wäre, zu wissen, inwiefern psychosoziale Prozesse den Nichtbezug beeinflussen.

Bei empirischen Studien, die den Effekt von Stigma untersuchen, fällt generell auf, dass Stigma üblicherweise als Merkmal einer Person oder eines Haushaltes untersucht wird. In der Tradition von Goffman (1963) wird Stigma auch als „Zeichen“ oder „Brandmal“ verstanden, dass eine

Besonderheit sofort erkennbar macht. So gesehen ist Stigma durchaus ein Merkmal einer Person. Goffmann (1963) vermutet jedoch auch, dass Stigmatisierung eine Reaktion auf nicht erfüllte gesellschaftliche Normerwartungen ist. Die Sozialpsychologen Link & Phelan (2001) beschreiben die Bedingungen und Auswirkungen von Stigma systematisch. Sie sehen im Stigma-Konzept eines der entscheidenden Elemente für den Zugang zu Lebenschancen in einer Gesellschaft. Gleichzeitig bemängeln sie (ebd:366), dass Forschung über Stigma-Prozesse zu sehr auf die individuelle Ebene fokussiert. Dem Umstand, dass Stigma als Teil eines gesellschaftlichen Labelings entsteht, im dem eine soziale Gruppe anderen Gruppen negative Stereotypen zuschreibt, wird dabei zu wenig Beachtung geschenkt. Es könnte daher fruchtbar sein, den Effekt von Stigma hinsichtlich des Nichtbezuges über Gruppencharakteristiken zu beleuchten, die auf geteilte Normen und Einstellungen verweisen, die zu unterschiedlichen Stigma-Effekte führen können. In Abschnitt 6.3 wird ein Vorschlag gemacht, auf welche Weise unterschiedliche Einstellungen hinsichtlich des Sozialhilfebezuges operationalisiert und untersucht werden können.

#### *6.1.2 Sozialhilfe in der Schweiz*

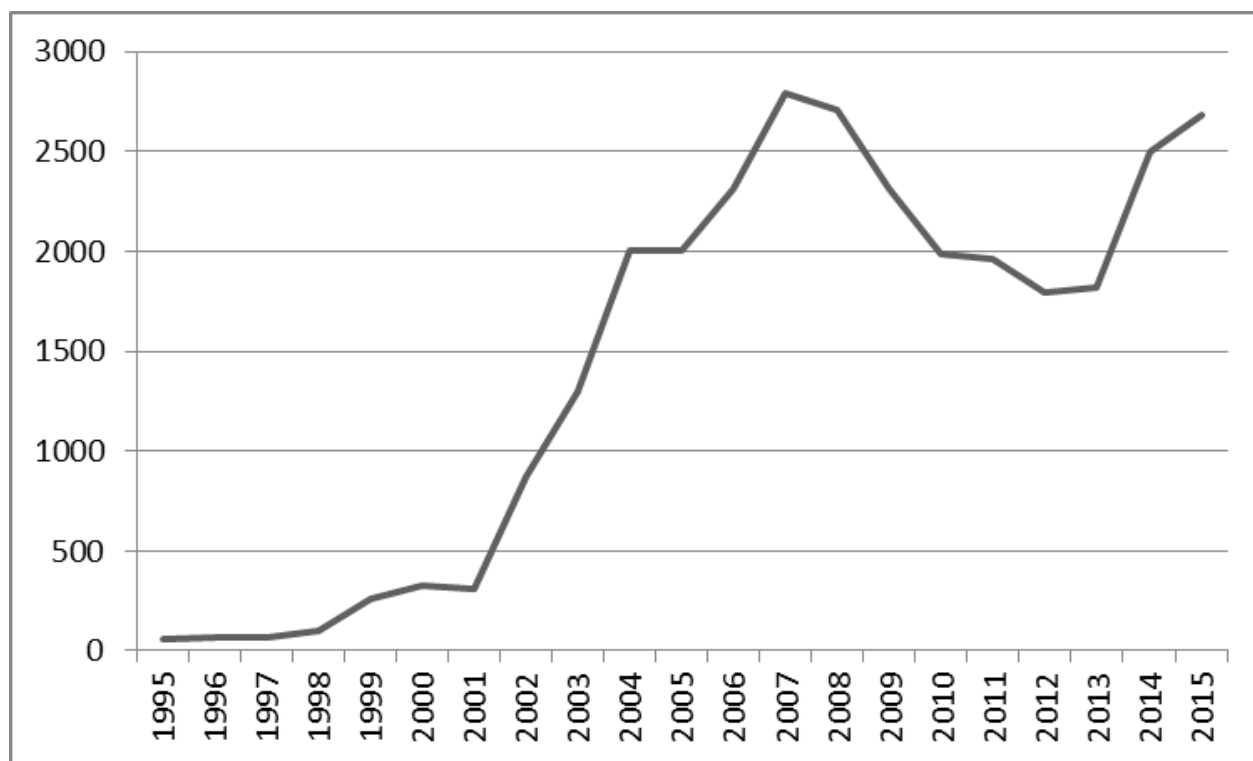
Es ist zu vermuten, dass der Stigma-These beim Sozialhilfebezug in der Schweiz eine besondere Rolle zukommt. Dies lässt sich aus der organisatorischen Besonderheit, aber auch aus der Entwicklung der sozialpolitischen Diskussion der letzten Jahre, herleiten. Die meisten Instrumente der sozialen Sicherheit sind nach dem Versicherungsprinzip organisiert. Dazu gehören etwa die Alters- und Hinterlassenenversicherung (AHV), die ein zentrales Instrument der Existenzsicherung im Alter darstellt, oder die Arbeitslosenversicherung (ALV), die das Einkommen im Falle von Arbeitslosigkeit absichert. Entscheidend für die Leistungsbezugsberechtigung ist dabei die Ursache der Notlage und nicht die finanzielle Notlage an sich sowie die vorgängige Einzahlung von Versicherungsbeiträgen. Leistungen werden bei Eintritt eines klar definierten Ereignisses zugesprochen (Erreichen des Pensionsalters, Arbeitslosigkeit). Demgegenüber werden bedarfsabhängige Sozialtransfers, wie etwa die Sozialhilfe, nach dem Final- oder Bedarfsprinzip ausgerichtet. Die Leistungsgewährung orientiert sich an einem bedarfsorientierten Schwellenwert. Bei solchen Leistungen werden vorgängig keine Beiträge eingezahlt, bzw. nur indirekt über die Zahlung von Steuern. In diesem Zusammenhang nimmt der Prozess der Anspruchsprüfung einen zentralen Stellenwert ein. Dieser soll verhindern, dass die steuerzahlende Mittelklasse nicht „missbraucht“ wird, indem sie für die Kosten anderer aufkommt, die eine Unterstützung gar nicht nötig hätten, wie es etwa Van Oorschot (2002) in einer kritischen Auseinandersetzung mit dem in westlichen Wohlfahrtsstaaten weit verbreiteten Verfahren der Anspruchsprüfung beschreibt. Die Anspruchsprüfung beinhaltet primär eine ausführliche Abklärung der persönlichen finanziellen Situation und das Überprüfen auf Anrechte anderer vorgelagerten Leistungen der sozialen Sicherheit. In diesem Sinne wird Sozialhilfe subsidiär ausbezahlt – sie kommt erst dann zum Zug, wenn in anderen Systemen (Sozialversicherungsleistungen oder andere Bedarfsleistungen) kein Leistungsbezugsanspruch besteht. Das Verfahren an sich birgt jedoch auch das Potential, die An-

tragsstellenden zu stigmatisieren, weil sie dem Verdacht ausgesetzt sind, ihre Notlage nicht richtig eingeschätzt zu haben.

In den vier Jahrzehnten vor den 1990er Jahren hatte die Sozialhilfe in der Schweiz wenig Bedeutung, weil in dieser Periode beinahe Vollbeschäftigung herrschte. Trotzdem - oder gerade deswegen - war auch in dieser Periode der Bezug von Sozialhilfe stark negativ konnotiert (Champion, 2011). Der Druck auf Sozialhilfeempfänger war immer schon sehr gross, ganz besonders in kleinen ländlichen Gemeinden, in welchen die Sozialleistungen direkt von kommunalen Behörden ausgerichtet werden und sich die Personen persönlich kennen (Obinger, 1999). Mit der steigenden Zahl an Langzeitarbeitslosen in den frühen 1990er, die von den Leistungen der Arbeitslosenversicherung ausgesteuert wurden, stiegen die Fallzahlen in der Sozialhilfe rasant an. Ausgehend von der Reform der Arbeitslosenversicherung im Jahr 1995, die die Arbeitsmarktaktivierung ins Zentrum stellte Gärtnert & Flückiger (2005), wurden die Bedingungen für den Sozialhilfebezug laufend verschärft. An die Stelle des „fürsorglichen Wohlfahrtsstaates“, der die Grundsicherung bedingungslos ausrichtete, trat der aktivierende Sozialstaat, der sich dem Motto „fördern und fordern“ verpflichtete. Nadai (2007) beurteilt diese Entwicklung kritisch. Sie schreibt, dass die Sozialpolitik in den Dienst von Arbeitsmarkt- und Wirtschaftspolitik gestellt werde, um die nationale Konkurrenzfähigkeit im globalen Standortwettbewerb zu erhöhen. Wer gesund sei, trotzdem nicht arbeite und von der Sozialhilfe unterstützt werde, tue nichts, als sich in der sozialen Hängematte auszuruhen. Eine Zuspitzung solcher stereotypen Aussagen findet sich in Missbrauchsdebatten rund um den Sozialhilfebezug, die in der Öffentlichkeit zyklisch über die Medien ausgetragen werden.

Abbildung 6-1 zeigt eindrücklich auf, wie das Thema „Sozialhilfe“ nach der Jahrtausendwende zunehmend intensiver öffentlich diskutiert wurde. Einen vorläufigen Höhepunkt erreichte die Thematik im Jahr 2007, als medial ausführlich über zwei Fälle berichtet wurde, die fälschlicherweise Sozialhilfe erhielten und gleichzeitig über Motorfahrzeuge der Luxusklasse verfügten. Eine umfassende standardisierte Befragung von 1'300 Personen, die in den Folgejahren (2008/2009) einen Antrag auf Sozialhilfe stellten, zeigte auf, dass die in den Medien kolportierten Bilder des unverschämten Sozialhilfebezügers durchaus von Betroffenen rezipiert werden und entsprechende Stigmatisierungsbefürchtungen schüren (Neuenschwander et al., 2012).

Abbildung 6-1 Entwicklung der Anzahl Zeitungsartikel zum Thema «Sozialhilfe»



Quelle: Recherche Factiva zum Stichwort „Sozialhilfe“. Zeitraum 1995 bis 2015, alle Schweizer Zeitungen

Eine Besonderheit der Schweiz ist, dass die Sozialhilfe föderal organisiert ist. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die Instrumente der sozialen Sicherheit in der Schweiz in langwierigen Entwicklungsprozessen entstanden und das Resultat demokratischer Auseinandersetzungen sind. Ein bundesweites Rahmengesetz zur Sozialhilfe existiert nicht. Die Schweizerische Konferenz für Sozialhilfe (SKOS) – ein privater Fachverein – definiert jedoch Richtlinien zur Bemessung der Sozialhilfe, die in vielen Kantonen durch eine kantonale Gesetzgebung verbindlich erklärt werden. Darüber hinaus existieren von Kanton zu Kanton unterschiedliche risikospezifische Sozialhilfeleistungen, welche der Sozialhilfe im engeren Sinn vorgelagert sind. Es gibt Kantone, die nur Sozialhilfe im engeren Sinne und Alimentenbevorschussungen ausrichten, während andere bis zu maximal acht weitere Leistungen kennen wie etwa Familien- oder Alters- und Pflegebeihilfen (BFS, 2015a, S. 84). Dies verdeutlicht die Heterogenität der Sozialhilfepaxis in der Schweiz. Einen besonderen Stellenwert nehmen die Ergänzungsleistungen (EL) zur AHV-/IV-Rente ein. Diese haben zum Ziel, einen Mindeststandard für Personen zu gewährleisten, die eine Alters-, Hinterlassenen- oder Invalidenrente beziehen. Damit ist das Armutsrisiko im Alter mit einer bundesrechtlichen Regelung einheitlich abgedeckt.

## 6.2 Ermittlung von Nichtbezugs-Quoten mit Steuer- und Sozialhilfedaten

Die Nichtbezugsquote ist definiert als der Anteil der Bevölkerung mit Anspruch auf Leistungen, der diese nicht bezieht. Zur Ermittlung dieser Quote sind detaillierte Individualdaten nötig, die ein Abbild des Vorgehens von Sozialämtern bei der Zusprechung von Sozialhilfe ermöglichen und auf deren Basis bestimmt werden kann, wie gross die Zahl der Anspruchsberechtigten theo-

retisch wäre. Die Daten müssen auch Informationen zum tatsächlichen Bezug von Leistungen enthalten. In der Literatur lassen sich drei mögliche Datenquellen unterscheiden, die für dieses Vorhaben verwendet werden können und die unterschiedliche Vor- und Nachteile mit sich bringen (Atkinson, 1989). Erstens, können allgemeine Bevölkerungsbefragungen mit generellen Informationen zur finanziellen Situation verwendet werden. Im Rahmen von solchen gross angelegten Erhebungen werden üblicherweise die wichtigsten Einkommen und beanspruchte Sozialleistungen erfragt. Häufig sind diese Angaben jedoch unvollständig, gerade wenn es um Vermögenswerte geht, die im Rahmen der Überprüfung der Anspruchsberechtigung entscheidend sein können. Besser geeignet sind zweitens Befragungen, die explizit den Bezug von Sozialleistungen untersuchen. In solchen Surveys kann das Erhebungsinstrument auf die gewünschten Zwecke abgestimmt werden. Befragungen sind jedoch potentiell mit Messfehlern behaftet, die durch selektive Stichprobenbildung und Fehlangaben (soziale Erwünschtheit und Erinnerungslücken) entstehen können. Drittens lässt sich alternativ der Nichtbezug von Sozialleistungen über Administrativdaten untersuchen, wie es beispielsweise (Bargain et al., 2012; Riphahn, 2001) gemacht haben. Administrativdaten sind Informationen, die von Behörden z.B. im Rahmen des Sozialleistungsbezugs, der Beitragszahlung für eine Sozialversicherung oder der Steuererklärung erhoben werden. Die vorliegende Studie stützt sich auf eine Kombination verschiedener Administrativdaten ab und ist damit die erste Nichtbezugsstudie für die Schweiz dieser Art. Dafür wird in einem ersten Schritt auf der Basis von Steuerdaten des Kantons Bern die Zahl der Anspruchsberechtigten ermittelt, die anschliessend mit der Zahl der Sozialhilfeempfänger aus der Sozialhilfeempfängerstatistik verglichen wird. Weil es sich bei beiden Datenbeständen um Vollerhebungen handelt, sollte der Vergleich der beiden ermittelten Quoten zu einer validen Schätzung des Nichtbezuges führen. Wie folgend ausgeführt, sind mit dieser Vorgehensweise einige Vor- und Nachteile verbunden.

#### *6.2.1 Vor- und Nachteile der genutzten Datenbasis*

Weil in der Schweiz kein nationales Sozialhilfegesetz existiert, sind die kantonalen Unterschiede hinsichtlich der Praxis der Sprechung von Sozialhilfe im engeren Sinne und der vorgelagerten bedarfsabhängigen Leistungen erheblich. Bereits Leu et al. (1997) wiesen auf die Heterogenität der Sozialhilferegelung in der Schweiz hin, die eine valide Schätzung der Nichtbezugsquote erschwert. Damit die Zahl der Anspruchsberechtigten ermittelt werden kann, muss die Praxis der Bedarfsprüfung möglichst realitätsnah modelliert werden. Weil sich diese von Kanton zu Kanton unterscheidet, ist dies ein sehr aufwändiges Vorhaben. Es scheint daher eine gute Strategie, die Umsetzung auf einen Kanton zu beschränken. Der Kanton Bern ist für dieses Vorhaben aus mehreren Gründen geeignet. Erstens, handelt es sich um einen der bevölkerungsreichsten Kantone der Schweiz. 990'000 Personen leben in 379 Gemeinden (2012). Zweitens, existieren im Kanton Bern sowohl urbane wie auch ländliche Gebiete und er ist zweisprachig (deutsch und französisch). Damit kann die innerkantonale Variation genutzt werden, um kontextuale Unterschiede des Nichtbezuges untersuchen zu können. Auf Grund der Grösse des Kantons und dessen sozio-geografischen Profils kann zudem vermutet werden, dass die Resultate annähernd

für die Schweiz repräsentativ sind. Drittens, ist es auf der Basis von Steuerdaten möglich, Analysen auf kommunaler Ebene durchzuführen. Anhand von Befragungsdaten ist dies in der Regel nicht möglich, weil die Stichproben zu klein sind. Viertens, können die Berner Steuerdaten mit dem Personenregister verknüpft werden, die eine Zuordnung von Steuersubjekten zu Haushalten möglich macht. Dies ist eine entscheidende Voraussetzung für die Nutzung von Steuerdaten für das vorliegende Vorhaben, da im Prozess der Steuerveranlagung fiskalische Haushalte erfasst werden, die nicht in jedem Falle realen Haushalten entsprechen. Konkubinate, beispielsweise, erscheinen in der Steuerlogik als zwei einzelne Steuersubjekte, obwohl sie in Tat und Wahrheit den Haushalt und ihre Einkommen teilen. Unberücksichtigt führt dies zu einer Überschätzung von einkommensschwachen Haushalten (vgl. Kapitel 3). Ein entscheidender Nachteil bei der Schätzung von Nichtbezugsquoten mit Steuerdaten ist es dagegen, dass sie keine Informationen zu bedarfsabhängigen Leistungen führen, da diese nicht versteuert werden müssen. Es ist daher nicht möglich, die Schätzung der Nichtbezugsquote direkt aus den Steuerdaten vorzunehmen. Daher ist eine valide Vergleichsquelle nötig.

Zur Bestimmung der Nichtbezugsquote wird die aus den Steuerdaten ermittelte Zahl der Anspruchsberechtigten mit Resultaten der Sozialhilfeempfängerstatistik verglichen. Diese Statistik erfasst alle Personen, die während eines Kalenderjahres eine bedarfsabhängige Sozialhilfeleistung gemäss kantonaler Gesetzgebung beziehen. Da es sich bei beiden Erhebungen de facto um Vollerhebungen handelt, ist anzunehmen, dass der Vergleich zu validen Ergebnissen führt. Einige konzeptionelle Abweichungen erschweren jedoch den Vergleich:

- Erhebungseinheit in der Sozialhilfeempfängerstatistik sind Unterstützungseinheiten. Diese müssen nicht zwingend einem Wohnhaushalt entsprechen. In einigen Fällen existieren Haushaltsmitglieder, die nicht zur Unterstützungseinheit gehören. Z.B. die neue Partnerin eines geschiedenen Vaters mit einem Kind. In einem solchen Fall könnte das Haushaltseinkommen über die bedarfsabhängige Armutsgrenze zu liegen kommen, ein Teil des Haushaltes erhält jedoch trotzdem Leistungen der wirtschaftlichen Sozialhilfe.
- Die Definition der Grundpopulation ist geringfügig anders, was ausländische Staatsangehörige anbelangt. Ausländer/innen werden erst ab einem Aufenthaltsausweis der Kategorie C (Niederlassung) nach den gängigen Steuerverfahren veranlagt. Vorher zahlen sie Steuern an der Quelle, d.h. die Steuern werden direkt vom Lohn abgezogen. Quellenbesteuerte sind entsprechend nicht Teil der herkömmlichen Steuerpopulation. Ausländer/innen haben jedoch unabhängig vom Aufenthaltsstatus einen Anspruch auf Sozialhilfe (ausser Personen im Asylverfahren). Eine für die Schätzung des Nichtbezuges bedeutsame Abweichung ergibt sich bei anerkannten (B) und vorläufig aufgenommenen Flüchtlingen (F und VA), die seit mehr als 5 bzw. 7 Jahren in der Schweiz leben. Diese Gruppe erscheint in der Sozialhilfeempfängerstatistik (BFS, 2011, S. 15), nicht jedoch in den Steuerdaten.
- Der Sozialhilfe im engeren Sinne vorgelagerte bedarfsabhängige Leistungen erschweren die Schätzung von Nichtbezugsquoten, weil sie in den Steuerdaten nicht abgebildet sind,

bei der Ermittlung des Anspruches auf Sozialhilfe jedoch berücksichtigt werden. Dazu gehören etwa Vergünstigungen der Krankenkassenprämie, Stipendien und Ergänzungsleistungen. Ohne die Berücksichtigung der letzten beiden Komponenten wird die Zahl der Anspruchsberechtigten für junge Erwachsene und Pensionäre entsprechend überschätzt. Junge Erwachsene werden zudem während der Ausbildung häufig durch private Transfers ihrer Eltern unterstützt. Dies trägt ebenso zu einer Überschätzung der Anspruchsberechtigten unter jungen Erwachsenen bei. Ergänzungsleistungen können von Rentenbeziehenden beansprucht werden (AHV- und IV-Rentner). Im Jahre 2012 beanspruchten in der Schweiz 12,2 % aller AV-Rentner und 41,3 % aller IV-Rentner Ergänzungsleistungen (Portmann, 2012). Schliesslich gibt es weitere nicht versteuerte bedarfsabhängige Leistungen (bspw. Alters-, Pflege und Wohnbeihilfen oder Alimentenbevorschussungen).

- Eine letzte konzeptionelle Herausforderung ergibt sich aus der zeitliche Perspektive, die den Erhebungen zugrunde liegen. Die Steuerdaten informieren über die Summe der Einkommen während eines Jahres und den Vermögensverhältnissen auf Ende Jahr. Die Prüfung der Anspruchsberechtigung erfolgt jedoch monatsweise. Es ist möglich, dass sich eine Person zu Beginn des Jahres in finanzieller Not befand und dass dies zu einer Beanspruchung von Sozialhilfe führte, im Verlaufe des Jahres konnte die betroffene Person jedoch eine Erwerbsarbeit aufnehmen, die ihr - bis zum Ende des Jahres - ein Einkommen über der Bedarfsgrenze ermöglichte und den Sozialhilfebezug beendete. Dies kann zu einer Verzerrung der Quote der Nichtinanspruchnahme führen, weil Personen auf der Basis ihres Jahreseinkommens/Vermögens in den Steuerdaten als nicht Anspruchsberechtigte eruiert werden, aber im Jahresrückblick doch anspruchsberechtigt waren. Dies führt in der Tendenz zu einer zu tiefen Nichtbezugsquote.

Die meisten der oben beschriebenen Unterschiede können durch entsprechende Modellierungen angegangen werden, wie nachfolgend beschrieben wird.

#### 6.2.2 Schätzung der Quote der Anspruchsberechtigten

Ob ein Haushalt Anspruch auf Unterstützung durch die Sozialhilfe hat oder nicht, ergibt sich aus dem Vergleich der finanziellen Bedürftigkeit und den vorhandenen Ressourcen eines Haushaltes. Ist die finanzielle Bedürftigkeit höher als die vorhandenen Mittel, besteht ein Anspruch auf Unterstützung durch die Sozialhilfe.

Die Prüfung der Anspruchsberechtigung soll anhand folgender Formel veranschaulicht werden, die schrittweise erweitert wird. Die nachfolgend beschriebene Umsetzung orientiert sich so eng wie möglich an den Weisungen zum Sozialhilfebezug, die für den Kanton Bern gelten (BKSE, 2016; SKOS, 2005). Formel (1) prüft, ob die Grenze der materiellen Grundsicherung unterschritten wird.



$$(1) \text{ SH-Anspruch: } \begin{cases} 1 : GBL_h + MG V_{h,r} + WOK_{h,r} \geq Eink_{(EE+EV+TE)} \\ 0 : GBL_h + MG V_{h,r} + WOK_{h,r} < Eink_{(EE+EV+TE)} \end{cases}$$

Auf der Einkommensseite (rechter Teil der Gleichung) befinden sich die Summe aller Erwerbseinkommen (EE), Einkommen aus Vermögen (EV) und der versteuerten Transfereinkommen (TE) für alle Individuen des betreffenden Haushaltes<sup>76</sup>. Die Summe der Einkommen wird einer auf den Haushalt abgestimmten Bedarfsgrenze gegenübergestellt (SKOS, 2014) (SKOS, 2014) (SKOS, 2014) (SKOS, 2014). Für die Berechnung des Bedarfs sind in einem ersten Schritt drei Komponenten entscheidend. Es sind dies der Grundbedarf für den Lebensunterhalt (GBL), die medizinische Grundversorgung (MGV) und die Wohnkosten (WOK). Die Beträge sind unter Berücksichtigung einer Äquivalenzgewichtung auf unterschiedliche Haushaltsgrössen angepasst (vgl. Tabelle 6-4 im Anhang), was mit dem Subskript *h* in der Formel verdeutlicht werden soll. Diese Werte werden zusätzlich an die regionalen Gegebenheiten angepasst, weil einerseits die Wohnkosten variieren und auch die Krankenkassenprämien regional unterschiedlich sind. Dies ist in der Formel mit dem Subskript *r* vermerkt. Die Wohnkosten können über einen Mietpreis-Index abgebildet werden (vgl. Tabelle 6-5 im Anhang). Ohne Berücksichtigung der unterschiedlichen Wohnkosten würde die Armutsquote in teuren Gemeinden unter- und in solchen mit geringeren Wohnkosten überschätzt. Im Kanton Bern existieren darüber hinaus drei Krankenkassenprämienregionen. D.h. die erwarteten Krankenkassenprämien variieren mit der Wohnregion und dem Alter der versicherten Person (BAG, 2016).

Schliesslich gilt es die Zusatzleistungen zu berücksichtigen, die in Abhängigkeit der Höhe der verfügbaren Einkommen stehen. Dazu gehören erstens die individuellen Krankenkassenprämienverbilligungen (IPV), die ein wichtiges sozialpolitisches Instrument im Kanton Bern darstellen. Die Prüfung der Anspruchsberechtigung auf Prämienverbilligung erfolgt in der Praxis auf Basis der Steuerdaten. Es ist daher – mit einigen Abstrichen<sup>77</sup> – möglich, den Anspruch auch Prämienverbilligung zu replizieren. Mit der vereinfachten Methode berechnet, erhalten 32 % aller Haushalte Vergünstigungen. Dies entspricht der tatsächlichen Praxis. Die so ermittelten Beträge

<sup>76</sup> Der so ermittelte Betrag entspricht dem verfügbaren Einkommen (abzgl. allfällig bezahlter Steuern). Die Einkommen umfassen Erwerbseinkommen aus Haupt- und Nebenerwerb aus selbst- und unselbständiger Erwerbstätigkeit nach Sozialversicherungsabzügen, Einkommen aus Vermögen (Wertschriftenertrag), Einkünfte aus Liegenschaften abzüglich Unterhalt und Abgaben, Ertrag aus unverteilter Erbschaften sowie Geschäfts- und Kooperationsanteile. Versteuerbare Transfereinkommen umfassen Einkünfte aus Sozial- und anderen Versicherungen, Leibrenten, Erwerbsausfallentschädigungen aus Arbeitslosenversicherung, Kinder- und Familienzulagen, Mutterschaftsentschädigungen, Taggeldern aus Kranken-, Unfall und Invalidenversicherung, aus Militärversicherung sowie EO-Entschädigung und Transfers von anderen Haushalten (Unterhaltsbeiträge von Geschiedenen und solche für minderjährige Kinder).

<sup>77</sup> Zur Ermittlung der Prämienvergünstigung wird das massgebende Einkommen verwendet. Dieses Einkommen addiert einzelne Abzüge und 5 % des korrigierten Vermögens vor Sozialabzügen zum Reineinkommen gemäss Steuererfassung hinzu. Einzelne Abzüge liegen für die vorliegende Schätzung jedoch nicht vor. Dies kann zu einer geringen Unterschätzung der Prämienvergünstigungen führen. Prämienvergünstigungen sind auf das Alter und die Prämienregion abgestimmt. Auf die separate Modellierung des Vergünstigungssystems für junge Erwachsene (18 – 24 Jahre, die nicht mehr zur Familie der Eltern gehören) wurde verzichtet, weil die nachfolgende Schätzung des Nichtbezuges diese Altersgruppe ausklammert.

werden auf der Einkommensseite addiert. Zweitens finden im Kanton Bern verschiedene Leistungen mit Anreizcharakter (LA) Anwendung, die Zahlungen über die materielle Grundsicherung hinaus umfassen. Diese Leistungen führen dazu, dass die Bedarfsgrenze vom selbständig erwirtschafteten Einkommen abhängig ist. Dies ist in der Formel mit dem Subskript  $E$  verdeutlicht. Diese Leistungen sollen sicherstellen, dass die Aufnahme einer Erwerbsarbeit tatsächlich zu einer Zunahme an Einkommen führt bzw. dass Erwerbstätige gegenüber Personen ohne bezahlte Arbeit aber Bedarfsleistungsbezug nicht schlechter gestellt sind<sup>78</sup>. Um drittens dem Umstand gerecht zu werden, dass AVH- und IV-Rentner mit Ergänzungsleistungen (EL) über weitere Möglichkeiten der Existenzsicherung verfügen, wurden bei der Schätzung der Zahl der Anspruchsberechtigten nachfolgend alle AHV- und IV-Rentner, die unter die Bedarfsgrenze fallen, nicht als anspruchsberechtigt betrachtet.

$$(2) \text{ SH-Anspruch: } \begin{cases} 1 : GBL_h + MG V_{h,r} + WOK_{h,r} + LA_E) * [EL_{0,1}] \geq Eink_{(EE+EV+TE)} + IPV_{h,r,E} \\ 0 : GBL_h + MG V_{h,r} + WOK_{h,r} + LA_E) * [EL_{0,1}] < Eink_{(EE+EV+TE)} + IPV_{h,r,E} \end{cases}$$

Ein Anspruch auf Sozialhilfe besteht zudem erst, wenn das eigene Vermögen aufgebraucht ist - soweit dies möglich und zumutbar ist. Unangetastet bleibt das Betriebsvermögen, weil dies eine Grundlage für selbständiges Wirtschaften darstellt. Ausgenommen sind ebenso Liegenschaften, sofern diese selbst bewohnt werden und falls sie marktübliches Wohnen ermöglichen. Vor dem Sozialhilfebezug müssen jedoch insbesondere die flüssigen Mittel wie Bargeld und Bankguthaben verbraucht werden. Dabei werden Freibeträge gewährt (4'000 CHF pro Person bzw. 2'000 CHF für jedes minderjährige Kind, jedoch maximal 10'000 pro Familie). Für die Überprüfung der Anspruchsberechtigung wurde in den Berechnungen das Vorhandensein von beweglichem Vermögen überprüft.

$$(3) \text{ SH-Anspruch: } \begin{cases} 1 : (GBL_h + MG V_{h,r} + WOK_{h,r} + LA_E) * [EL_{0,1} * V_{0,1}] \geq Eink_{(EE+EV+TE)} + IPV_{h,r,E} \\ 0 : (GBL_h + MG V_{h,r} + WOK_{h,r} + LA_E) * [EL_{0,1} * V_{0,1}] < Eink_{(EE+EV+TE)} + IPV_{h,r,E} \end{cases}$$

<sup>78</sup> Zu den Leistungen mit Anreizcharakter gehören Integrationszulagen und Einkommensfreibeträge in der Sozialhilfe. Integrationszulagen von 100.- je Monat werden nichterwerbstätigen Sozialhilfebeziehenden gewährt, die sich um ihre soziale und berufliche Integration bemühen und von 200.- an Alleinerziehende. Für die Ermittlung der Nichtbezugsquote drängt es sich auf, für Nichterwerbstätige mit der minimalen Integrationszulage von 100.-/200.- je Monat zu rechnen, weil dies der potentiell möglichen Grenze der Anspruchsberechtigung entspricht. Einkommensfreibeträge werden ebenfalls für die Ermittlung der Bedarfsgrenze hinzugerechnet und zwar in Abhängigkeit der Höhe des erzielten Jahreserwerbseinkommens. Dafür wird folgendes vereinfachendes regressives Rechnungsschema verwendet:

- Erwerbstätige mit Erwerbseinkommen (Basis Jahreseinkommen) zwischen 1 und 6'000 CHF erhalten einen Zuschlag von 60% des Erwerbseinkommens (Alleinerziehende) bzw. 40% (übrige).
- Erwerbstätige mit Erwerbseinkommen zwischen 6'001 bis 16'800 CHF erhalten einen Zuschlag von 30% des Erwerbseinkommens (Alleinerziehende) bzw. 20% (übrige).
- Erwerbstätige mit Erwerbseinkommen zwischen 16'801 bis 45'600 CHF erhalten einen Zuschlag von 16% des Erwerbseinkommens (Alleinerziehende) bzw. 13% (übrige).

Die kumulierten Zulagen und Freibeträge sind pro unterstützten Haushalt bei einer Haushaltsgrösse bis fünf Personen auf 10'200 CHF bzw. ab 6 Personen auf 12'000 CHF pro Jahr begrenzt.

Wie die Ausführungen zeigen, können die wichtigsten Parameter in der Formel zur Beurteilung der Anspruchsberechtigung abgebildet werden, ähnlich wie es ein Sozialamt im Kanton Bern machen würde. Da jedoch das Prinzip der Individualisierung gilt (situationsbedingte Leistungen bleiben etwa unberücksichtigt), kann nicht davon ausgegangen werden, dass mit der Vorgehensweise die exakte Zahl der Anspruchsberechtigten ermittelt werden kann. Verzerrungen entstehen ferner dadurch, dass die Prüfung in der Praxis auf monatlicher Basis erfolgt. Vorliegend wird jedoch die Anspruchsprüfung auf Jahresbasis vorgenommen. Damit fokussiert die vorliegende Studie auf persistente Formen des Nichtbezuges. Bruckmeier & Wiemers (2012) haben gezeigt, dass temporärer Nichtbezug, der die Beanspruchung von Sozialleistungen auf Monatsbasis untersucht, vergleichsweise häufiger vorkommt.

Tabelle 6-1 zeigt die Anspruchsquoten nach Altersgruppen, die mit dem oben beschriebenen Vorgehen auf der Basis der Berner Steuerdaten des Jahres 2012<sup>79</sup> berechnet wurden. Die Resultate in den Spalten sind schrittweise entlang der eingeführten Parameter der Anspruchs-Prüfgleichung dargestellt. Den eigenen Berechnungen sind zudem die Armutsquoten basierend auf der EU-SILC vorangestellt. Diese sind Ausgangspunkt für den in der Einleitung erwähnten Vergleich von Armuts- und Sozialhilfestatistik, der als Anhaltspunkt für eine Schätzung zum Ausmass es Nichtbezuges dienen kann. Bei diesen Resultaten handelt es sich um die Schätzung der *Einkommensarmut*, die sich definitorisch von der Berechnung der Quote der *Anspruchsberechtigten* unterscheidet. Diese Vorgehensweise berücksichtigt beispielsweise die Leistungen mit Anreizcharakter und insbesondere die Vermögenswerte nicht.

Die schrittweise Darstellung der Resultate in den Spalten zeigt, dass sich die Quote der Anspruchsberechtigten ausgehend von der Basisapproximation unter Einbezug der zusätzlich einbezogenen sozialpolitischen Instrumente und der Berücksichtigung von Vermögenswerten deutlich verändert. Die Krankenkassenprämienvergünstigung etwa führt zu einer deutlichen Reduktion der Quoten über alle Altersgruppen hinweg. Noch viel stärker ist der Effekt von Ergänzungsleistungen, die – mit der hier verwendeten vereinfachten Implementation – zu einer markanten Reduktion der Anspruchsberechtigten bei Pensionären führt. Demgegenüber führen die Leistungen mit Anreizcharakter zu einer deutlichen Zunahme der Quote der Anspruchsberechtigten. Den stärksten Effekt weist jedoch die Berücksichtigung von Vermögenswerten auf. Dies führt zu mehr als einer Halbierung der Quote. Ganz besonders ins Gewicht fallen die Vermögen bei Pensionären.

<sup>79</sup> Tabelle 6-7 im Anhang gibt Auskunft zur Auswirkung von steuerdatentechnischen Eigenheiten und deren Auswirkung auf die Ermittlung der Quote der Anspruchsberechtigten.

Tabelle 6-1: Schätzung der Quote der Anspruchsberechtigten für unterschiedliche Altersgruppe

	CH (Basis: EU-SILC, nur Einkommen)	(1) Basis- approximation (gemäss Formel (1))	(2) Krankenkassen- prämienver- günstigung	(3) Ergänzungs- leistungen	(4) Leistungen mit Anreiz- charakter	(5) Vermögen	(1)+(2)+ (3)+(4)+ (5)
<i>nach Altersgruppe</i>							
18-24	6.7	50.0	47.9	47.4	54.2	33.0	33.0
25-49	5.1	14.6	13.0	12.6	16.6	9.6	8.9
50-64	6.3	13.4	12.3	8.8	15.1	7.0	5.2
ab 65	16.4	25.6	22.8	1.2	28.4	4.8	1.0
<i>Gesamtbev.</i>							
Volljährige	7.7	14.2	12.4	8.0	16.0	6.5	4.9
25-63/64	n.a.	11.7	10.0	9.6	13.2	6.7	5.7

*Bemerkung:* Die dargestellten Resultate unterschieden nach Altersgruppe beziehen sich auf Haushalte. Bei Mehrpersonenhaushalten wurde die Alterseinteilung gemäss dem Alter des Hauptdossierträgers vorgenommen. Für die Ermittlung der Quote der Anspruchsberechtigten der gesamten Bevölkerung wurden die mit oben beschriebenen Vorgehensweise eruierten Haushalte mit der Zahl ihrer Mitglieder multipliziert und durch die auf der Basis der Steuerdaten ermittelte Bevölkerungszahl dividiert.

Der Vergleich mit den Resultaten für die gesamte Schweiz in der ersten Spalte zeigt zweierlei auf. Erstens wird deutlich, dass die Schätzung von Nichtbezugsquoten ohne Berücksichtigung von Vermögenswerten verzerrt ist. Werden Vermögenswerte einbezogen, reduziert sich die Quote der Anspruchsberechtigten um beinahe die Hälfte. Zweitens deuten die Resultate darauf hin, dass die hier beschriebene Vorgehensweise für junge Erwachsene und für Pensionäre zu kurz greift. Dies lässt sich wie folgt erklären: Bei alleinlebenden jungen Erwachsenen fehlen die Angaben zu privaten Transfers, die häufig durch Eltern getätigt werden, sowie Zahlungen durch Stipendien. Für Personen im Pensionsalter fehlen insbesondere Angaben zu den Ergänzungsleistungen, aber auch Alters-, Wohn- und Pflegebeihilfen. Dies führt zu einer Überschätzung der Anspruchsberechtigten bzw. zu einer Unterschätzung, wenn vereinfachend keine Rentner zu den Anspruchsberechtigten gezählt werden.

Vor dem Hintergrund dieser Resultate bietet es sich an, die Schätzung der Nichtbezugsquote altersspezifisch einzugrenzen. Junge Erwachsene, die alleine leben, sowie Männer ab 65 und Frauen ab 64 werden für die weiteren Analysen ausgeschlossen. Die so eingegrenzte Population fokussiert auf die Bevölkerung im Erwerbsalter (25-63/64). Unter Einbezug aller relevanten Faktoren resultiert für diese Population eine Quote von 5.7 % mit Anspruch auf Unterstützung durch die Sozialhilfe.

### *6.2.3 Schätzung der Nichtbezugsquote*

Für die Ermittlung der Nichtbezugs-Quote wird der, auf der Basis der Steuerdaten berechneten Quote der Anspruchsberechtigten eine korrigierte Sozialhilfe (SH)-Quote gegenübergestellt. Um eine definitorische Deckungsgleichheit bei der Population zu erreichen, umfasst die korrigierte SH-Quote verschiedene Eingrenzungen. Vorgenommen wurden dieselben altersspezifischen Einschränkungen, die für die Schätzung der Quote der Anspruchsberechtigten gelten. Ausgeschlossen wurden somit Personen, die jünger als 25 Jahre sind und die alleine leben. Ebenfalls ausgeschlossen wurden Personen im Rentenalter und Ausländer mit Aufenthaltsbewilligungen, die nicht in den Steuerdaten geführt sind (Flüchtlinge F und vorläufig Aufgenommene mit mehr als sieben Jahren Aufenthalt in der Schweiz. Schliesslich wurden Personen mit sehr kurzem Sozialhilfebezug im Jahr 2012 (3 Monate oder weniger) ausgeschlossen. Insgesamt führt dies zu einer Reduktion der Zahl der Sozialhilfebeziehenden von 8'430 Personen und einer korrigierten Sozialhilfe-Quote von 4.2 %.

Tabelle 6-2: Schätzung der Nichtbezugsquote von Sozialhilfeleistungen<sup>a</sup>

Quote der Anspruchs- berechtigte	korrigierte SH- Quote <sup>c</sup>	Nichtbezugs- Quote
Schätzung [min – max] <sup>b</sup>		Schätzung [min – max] <sup>b</sup>
5.7	4.2	26.3
[5.1 bis 7.0]		[17.6 bis 40.0]

**Bemerkungen:**

<sup>a</sup> Die Schätzung ist eingegrenzt auf 25- bis 63/64-Jährige.

<sup>b</sup> Die min-Schätzung beinhaltet eine um 5 % reduzierte individuelle Bedarfsschwelle. Die max-Schätzung umfasst eine um 5 % erhöhte individuelle Bedarfsschwelle.

<sup>c</sup> Die Berechnung der Sozialhilfe-Quote wurde angepasst (Braun & Boruvka, 2016). Sie umfasst altersspezifische Eingrenzungen (Ausschluss von Alleinlebenden jungen Erwachsenen (18-24 Jahre) und von Personen im Pensionsalter) sowie Korrekturen zur Erhöhungen der Vergleichbarkeit mit Steuerdaten (Ausschluss von Personen mit ausländischer Nationalität, die in der Sozialhilfeempfänger-Statistik geführt sind, nicht jedoch in den Steuerdaten, Ausschluss von Kurzbeziehenden (<4 Monate)).

Die Schätzung der Nichtbezugs-Quote wurde zudem um eine Bandbreitenschätzung erweitert. Diese umfasst eine hypothetischen Justierung der haushaltspezifischen Bedarfsschwelle um jeweils um +/- 5 Prozent. Damit kann abgeschätzt werden, wie sensitiv die Schätzung hinsichtlich der Definition der Bedarfsschwelle ist.

Für die oben definierte Anspruchsgrenze im Vergleich zur tatsächlichen Sozialhilfequote resultiert somit eine Nichtbezugsquote von 26.3 %. Wird die Anspruchsgrenze um +/- 5 % verändert, resultieren Nichtbezugsquoten, die von 17.6 bis 40.0 % reichen. Die Nichtbezugs-Quote ist dabei hinsichtlich einer Anpassung der Bedarfsgrenze nach unten relativ stabil. Sie führt nur zu einer geringen Reduktion der Population der Anspruchsberechtigten. Bei einer Erhöhung der Anspruchsgrenze um 5 % nach oben resultiert dagegen eine deutliche Zunahme. Demnach ist die Bevölkerungsgruppe, die sich nach der oben beschriebenen Vorgehensweise knapp über der Grenze der Anspruchsberechtigung befindet, relativ gross, währenddem die Gruppe unmittelbar unter dieser Grenze kleiner ist.

### 6.3 Regionale Unterschiede des Nichtbezugs und mögliche Erklärungen

Der im vorangehenden Teil ermittelte Anteil der Nicht-Bezüger zeigt auf, dass die Unterstützung durch Sozialhilfe die anspruchsberechtigte Bevölkerung im Kanton Bern nicht vollumfänglich erreicht. Dabei scheint die Wohngemeinde durchaus eine Rolle zu spielen. So sind die regionalen Unterschiede des Nichtbezuges erheblich, wie die Berechnung von kommunalen Nichtbezugsquoten zeigt. Dafür wurde die im vorangehenden Abschnitt beschriebene Vorgehensweise auf Gemeindeebene übertragen (inklusive einer gemeindespezifischen Korrektur der Sozialhilfequote). Methodisch erschwerend kommt dabei jedoch der Umstand hinzu, dass Ungenauigkeiten, die sich aus den pauschalisierenden Annahmen des Modelles zur Schätzung der Zahl der Anspruchsberechtigten ergeben, auf kommunaler Ebene stärker ins Gewicht fallen. Dies trifft besonders auf kleine Gemeinden zu, in welchen oft nur einzelne Personen oder Haushalte Teil des Forschungsinteresses sind. Aus diesem Grund sollte die exakte Höhe der Nichtbezugsquote auf kommunaler Ebene nicht überinterpretiert werden. Um Verzerrungen durch stark abweichende Beobachtungen zu minimieren, werden Gemeinden ausgeschlossen, die gemäss der Verteilung der kommunalen Nichtbezugsquote höher als das 95 %-Perzentil bzw. tiefer als das 5 %-Perzentil zu liegen kommen<sup>80</sup>. Es verbleibt ein Sample von 312 Gemeinden (Mittelwert= 41.1 %, Standardabweichung = 31.4 %)

#### 6.3.1 Deskriptive Resultate

Die Analyse der regionalen Unterschiede zeigt einige interessante Zusammenhänge, die Aufschluss zu den Gründen von regionalen Unterschieden geben können. Es zeigt sich etwa ein grosser Unterschied zwischen deutschsprachigen (Median=45.6 %) und französischsprachigen Gemeinden (Median=16.2 %). Im Mittel ist der Anteil der Nichtbeziehenden in deutschsprachigen Gemeinden um einiges höher. Dies könnte durch unterschiedlich kulturell geprägte Einstellungen zum Bezug von Sozialleistungen entstehen. In der Literatur gut untersucht ist ferner der Stadt-Land Graben, der sich auch für den Kanton Bern prägnant zeigt. Der Median der Nichtbezugsquote ist in den Städten mit 12.2% deutlich tiefer als in den Agglomerationen mit 28.2 % und den ländlichen Gemeinden mit 50.0 % (Gemeindeeinteilung gemäss Typologie des Bundesamtes für Statistik). Weniger klar ist, wie diese Unterschiede zu interpretieren sind. Erklärungen sind verschiedene möglich. In ländlichen Gemeinden könnte die Beanspruchung von staatlicher Unterstützung geringer ausfallen, weil ein Teil der ländlichen Bevölkerung landwirtschaftliche Betriebe führt oder zumindest über einen grösseren Garten und entsprechend über zusätzliche Möglichkeiten der Selbstversorgung verfügt. Contzen (2015) zeigt, dass mit dem Besitz von Betrieben auch die Angst verbunden ist, diese im Falle der Beanspruchung von Sozialhilfe veräussern zu müssen. Darüber hinaus ist in ländlichen Gebieten traditionell mehr Unterstützung über private Netzwerke (Familie, Freunde) zu erwarten (Fluder & Stremlow, 1999, S. 280). Die

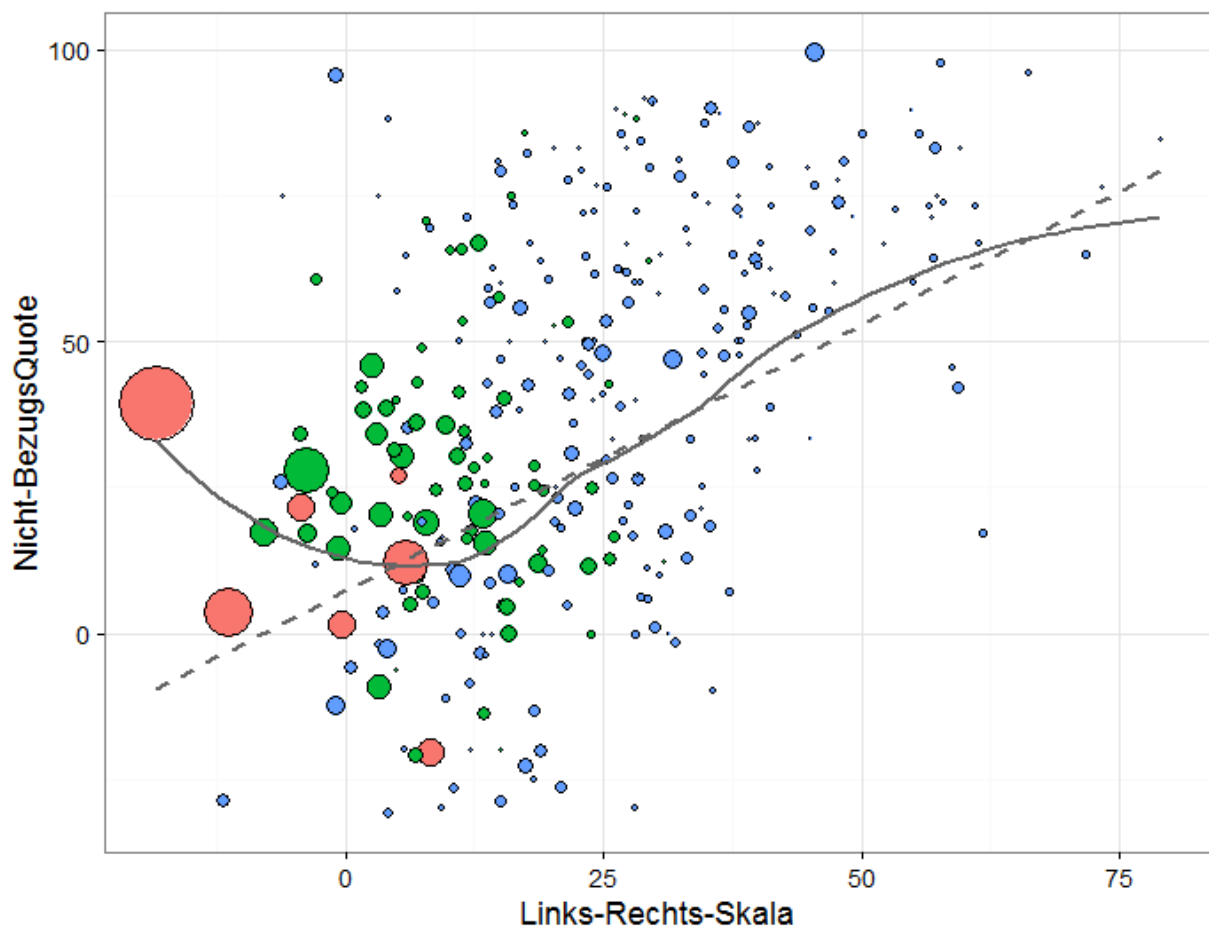
<sup>80</sup> Eingrenzungen auf Grund der 99%/1% Perzentile führen zu sehr ähnlichen Ergebnissen, die Güte der Modellanpassung der nachfolgend gezeigten Regressionsmodelle ist mit der umfassenderen Eingrenzung jedoch deutlich besser, weshalb die Variante mit Ausschluss von abweichenden Beobachtungen auf der Basis der 95%/5% Perzentile gewählt wurde.

kleineren Dorfgemeinschaften können jedoch ebenso ein Grund für zusätzliche Angst vor Stigmatisierung sein, weil sie mit stärkerer sozialer Kontrolle verbunden sind (Bruckmeier & Wiemers, 2012). Entsprechend wird häufig argumentiert, dass die Anonymität der Grossstadt der Furcht vor negative Attribuierung entgegenwirkt. Darüber hinaus ist denkbar, dass unterschiedliche Einstellungen gegenüber dem Bezug von staatlichen Leistungen zu einem Stadt-Land Graben führen. Dabei ist ein Effekt in diesem Kontext in dreierlei Hinsicht zu erwarten. Erstens kann ein direkter Effekt über individuelle Einstellungen vermutet werden. Menschen, die staatlichen Leistungen und der Abhängigkeit von Unterstützung des Staates generell kritisch gegenüber stehen, werden eher dazu tendieren, freiwillig auf Leistungen zu verzichten. Laut Contzen (2015) ist die Abneigung gegenüber der Abhängigkeit von Sozialleistungen unter Bauern besonders ausgeprägt, weil dies der bäuerlichen Identität des hart arbeitenden Bauern diametral entgegensteht. Zweitens ist davon auszugehen, dass Stigma-Kosten in einem Umfeld mit ausgeprägter grundlegender Ablehnung der Unterstützung durch Sozialhilfe steigen, weil Betroffene bei einem Bezug von Leistungen eher befürchten müssen, dass Nachbarn, Bekannte oder Freunde die Vorgehensweise missbilligen. Trifft dies zu, würde dies dafür sprechen, dass die mit Stigma verbundenen Kosten vom Umfeld abhängig sind. Drittens kann ein Effekt über die administrative Organisation der Aufnahmeverfahren vermutet werden. So ist zu erwarten, dass die Stellen in den Sozialdiensten bzw. die Besetzung der Sozialkommissionen im Kontext mit den dominanten gesellschaftlichen Einstellungen in einer Gemeinde stehen.

Zur Untersuchung der Frage, inwiefern Stigma-Kosten regional unterschiedlich sind, wären idealerweise Informationen bezüglich Einstellungen nötig. Angaben dazu sind in den Steuerdaten keine vorhanden. Es bietet sich jedoch an, die Resultate der Nationalratswahlen als Proxy zu verwenden. Dies folgt der Annahme, dass Wahlergebnisse Präferenzen hinsichtlich der Unterstützung durch die Sozialhilfe abbilden. Fivaz (2015) zeigt anschaulich, wie die Parteien sozialpolitisch zu verorten sind. Dafür hat er die Parteien anhand der Zustimmung ihrer Mitglieder zu verschiedenen politischen Zielen eingeordnet. Bei der Haltung zur Frage der Leistungskürzung in der Sozialhilfe ist der Links-Rechts Graben besonders ausgeprägt. Die Sozialdemokratische Partei (SP), die sich traditionell für mehr Gleichheit und Bekämpfung von Armut einsetzt, steht diesem Vorhaben zu 95 % ablehnend gegenüber. Die SP bildet damit den äusseren Pol auf der linken Seite des Spektrums. Demgegenüber steht die Schweizerische Volkspartei (SVP): 81 % möchten Leistungskürzungen umsetzen. Die SVP konnte ihre Wähleranteile in den 2000er Jahren stark erhöhen, so dass sie derzeit die stärkste Partei der Schweiz ist, gefolgt von der SP, die in den letzten Jahrzehnten Wähleranteile verloren hat und derzeit am zweitmeisten Wählerstimmen auf sich vereint (Rennwald & Zimmermann, 2016).



Abbildung 6-2: Nichtbezugsquoten in Gemeinden des Kantons Bern entlang der Links-Rechts-Skala



**Bemerkungen:**

Die Grösse der Kreise ist in Relation zur Bevölkerungszahl abgebildet.

**Farblegende:**

- Rot=Städte
- grün=Agglomerationen
- blau=ländliche Gemeinden

Links-Rechts-Skala=Wähleranteile SVP minus SP (Wahlen 2011)

Die Linien visualisieren den Zusammenhang der links-rechts-Skala und der Nichtbezugsquote (durchgezogene Linie=lokale Anpassung an die Daten, gestrichelte Linie=linearer Zusammenhang)

Abbildung 6-2 zeigt, wie sich die Gemeinden in einem XY-Koordinatensystem mit der Nichtbezugsquote auf der Y-Achse und der Verortung auf einer auf Wählerstimmen basierten Links-Rechts-Skala anordnen. Städte sind farblich in Rot gehalten, Agglomerationen grün und ländliche Gemeinden blau. Die Verortung der Gemeinden nach BFS-Typologie zeigt, dass Städte in der Tendenz am stärksten links orientiert sind und dass die politische Orientierung in den Agglomerationen ausbalancierter ist. Bei ländlichen Gemeinden ist das Bild um einiges heterogener. Es existieren Gemeinden, die eher links tendieren und solche mit stark rechts-konservativer Orientierung. Der Scatterplot zeigt eindrücklich auf, wie die Nichtbezugsquote entlang der Links-Rechts-Skala ansteigt. Dieser Zusammenhang ist besonders ausgeprägt für ländliche Gemeinden. Auffällig abweichend ist die grosse Stadt mit deutlich linker Orientierung, aber vergleichsweise hoher Nichtbezugs-Quote. Dies kommt vermutlich durch den hohen Anteil an Personen in nach-

obligatorischer Ausbildung zustande. Diese Ausbildungen dauern oft länger als bis zum 25. Lebensjahr und sie gehen häufig mit knappen finanziellen Verhältnissen einher. Diese werden zeitweise in Kauf genommen oder es liegen Unterstützungen durch Eltern oder Stipendien vor, die – wie beschrieben – in den vorliegenden Daten nicht abgebildet sind.

### 6.3.2 Modellschätzungen

Obigen Ausführungen folgend lassen sich drei Hauptargumente bezüglich der Erklärung der regionalen Unterschiede ausmachen. Erstens wird vermutet, dass die Dichte der Netzwerke zu höherer Anonymität in den Städten bzw. höherer sozialer Kontrolle auf dem Land führt (*Netzwerk-These*). Zweitens ist es möglich, dass sich Einstellungen zum Sozialhilfebezug regional stark unterscheiden (*Stigma-These*). Drittens kann die Wirtschaftsstruktur eine Rolle spielen. Landwirtschaftliche Betriebe ermöglichen in einer Notlage Subsistenzwirtschaft. Gleichzeitig ist damit die Angst verbunden, bei Beanspruchung von Sozialhilfeleistungen den Hof veräussern zu müssen. Beide Effekte weisen in dieselbe Richtung und sollten zu einer Erhöhung der Wahrscheinlichkeit eines Nichtbezuges führen. Die *These zur Wirtschaftsstruktur* kann zusätzlich erweitert werden. Generell kann angenommen werden, dass die wirtschaftliche Struktur einer Region einen Einfluss auf die Beschäftigungsmöglichkeiten hat und damit auf die Dauer der erwarteten Notlage. Während Beschäftigte im dynamischen tertiären Sektor eher auf Verbesserung in naher Zukunft hoffen können, sind die Strukturen im schrumpfenden sekundären Sektor festgefahrener und mit eher pessimistischen Zukunftserwartungen verbunden. Entsprechend sind in Gemeinden mit vielen Beschäftigten im Industriesektor tiefere Nichtbezugs-Quoten zu erwarten. Schliesslich könnte die wirtschaftliche Infrastruktur mit unterschiedlichen Formen der Bedürftigkeit einhergehen. Möglich wäre, dass Anspruchsberechtigte einer Region über gar kein Einkommen verfügen und die Beanspruchung von Sozialleistungen die einzige Möglichkeit der Existenzsicherung darstellt, während Anspruchsberechtigte in anderen Regionen eher zur Gruppe der Working Poor gehören. Diese These steht in Einklang mit dem gut belegten Effekt der Bedürftigkeit. Je grösser die Differenz von der Schwelle der Bedürftigkeit zu den vorhandenen Ressourcen, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit einer Leistungsbeanspruchung (Bruckmeier & Wiemers, 2012). Ex ae-quo ist in Regionen mit höherer mittlerer Bedürftigkeit mit einer tieferen Nicht-Bezugsquote zu rechnen.

Tabelle 6-3 zeigt OLS-Effektschätzer unterschiedlich spezifizierter Modelle, die Hinweise zur Erklärung der Nichtbezugsquoten entlang der drei Thesen geben und die aufzeigen, wie der eingangs beschriebene Stadt-Land Graben sowie die Unterschiede entlang der Sprachgrenze zustande kommen.

Modell (1) repliziert die bivariat-deskriptiv festgestellten Differenzen. Erwartete Nichtbezugsquoten sind in ländlichen Gemeinden im Mittel deutlich höher (+18.3) während der Effekt für französischsprachige Regionen deutlich negativ ist (-25.3). Dieses einfache Modell erklärt bereits 10 %

der regionalen Varianz. Der Einbezug der Wähleranteile als Proxy für Einstellungen<sup>81</sup> gegenüber dem Bezug von Sozialleistungen verbessert die Modellgüte erheblich und die Effekte weisen in die erwartete Richtung. Zudem verringert die Berücksichtigung regionaler unterschiedlicher Einstellungen, den Effekt der Sprachregion und die Stadt/Land-Unterschiede in einem Ausmass, dass diese Effekte nicht mehr statistisch signifikant von Null verschieden sind. Dies deutet darauf hin, dass die bivariat-deskriptiven Befunde stark durch die Einstellungen gegenüber dem Sozialhilfebezug geprägt sind.

Modell (2) zeigt, dass die Variablen zur Beschreibung der Wirtschaftsstruktur einen vergleichsweise starken und ebenfalls statistisch signifikanten Effekt in die erwartete Richtung haben. Eine Erhöhung des Anteils der Beschäftigten im primären und im tertiären Sektor ist mit einer erwarteten Zunahme der Nichtbezugsquote verbunden. Die Ergebnisse stützen die These, dass landwirtschaftlich geprägte Regionen auch auf Grund von wirtschaftlichen Faktoren höhere Nichtbezugsquoten haben (Möglichkeit von Subsistenzwirtschaft, Befürchtungen den Hof veräussern zu müssen) und nicht alleine Einstellungen zum Sozialhilfebezug eine Rolle spielen. Schliesslich deuten die Ergebnisse darauf hin, dass in durch industrielle Wirtschaft geprägte Regionen tiefere Nichtbezugsquoten zu erwarten sind. Im Kanton Bern ist der französische Teil besonders industriell geprägt (z.B. Uhrenindustrie). Entsprechend kann angenommen werden, dass die tiefere Nichtbezugsquote im französischen Teil auch durch die wirtschaftliche Infrastruktur beeinflusst ist. Diese Interpretation wird dadurch gestützt, dass der Koeffizient für die französischsprachigen Regionen mit der Implementation der Variablen zur Wirtschaftsstruktur näher zu einem Null-Effekt tendiert.

Modell (3) stützt darüber hinaus die These, dass die Dichte der sozialen Netzwerke in einer Gemeinde auch einen Einfluss auf den Bezug von Sozialhilfeleistungen hat, unabhängig von den Einstellungen in der jeweiligen Gemeinde. Der Effekt der logarithmierten Bevölkerungsdichte ist negativ. Entsprechend nimmt die Nichtbezugsquote mit steigender Bevölkerungsdichte ab. Eine grafische Darstellung, der die modellbasierten Vorhersagen und die (unlogarithmierte) Bevölkerungsdichte der Gemeinden darstellt, zeigt, dass dieser Effekt nicht durch die städtischen Gebiete mit überdurchschnittlicher Bevölkerungsdichte getrieben ist, sondern stark durch Gemeinden mit tiefer bis mittlerer Bevölkerungsdichte (vgl. Abbildung 6-3 im Anhang). Offenbar ist der Bezug von Leistungen besonders in bevölkerungsarmen Gemeinden tief, in welchen sich Anspruchsberechtigte und die Angestellten des Sozialamtes vielleicht sogar kennen (Stigma) oder in welchen Unterstützung über private Netzwerke präsenter ist. Der Effekt der Anonymisierung flacht jedoch mit zunehmender Bevölkerungsdichte ab.

<sup>81</sup> Die Gemeinden wurden entlang der links-rechts Skala in drei Gruppen eingeteilt. Die Einteilung wurde bei den Wendepunkten der Kurve mit lokaler Anpassung an die Daten (Abbildung 6-2) vorgenommen (1=min-20, 2=21 bis 40,3=41 bis max). Alternativmodelle mit der kontinuierlichen Variablen führten zu ähnlichen Effekten, aber zu einer tieferen Modellgüte. Möglich wäre es, den nicht-linearen Zusammenhang über eine polynomiale Operationalisierung vorzunehmen. Für die vereinfachte Interpretation der Regressions-Koeffizienten wurde jedoch die kategoriale Form bevorzugt.

Modell (4) ist schliesslich mit Indikatoren zur Bevölkerung unter der Bedarfsgrenze ergänzt, die direkt aus den Steuerdaten ermittelt wurden. Einerseits wird dargestellt, wie sich eine Zunahme von Working Poor unter den Anspruchsberechtigten auswirkt. Wie erwartet, erhöht ein grösserer Anteil an Working Poor die Nichtbezugsquote. Ist in einer Gemeinde der Anteil an Erwerbstätigen unter den rechnerisch ermittelten Anspruchsberechtigten hoch, ist mit höheren Nichtbezugsquoten zu rechnen. In diesem Modell wird auch der Effekt der mittleren Bedarfslücke auf die Nichtbezugsquote ausgewiesen: Je grösser die Lücke in einer Gemeinde im Mittel ist, desto tiefer ist die Nichtbezugsquote. Gleichzeitig reduziert sich der Effekt für die französisch sprachigen Regionen, was dafür spricht, dass die Bedürftigkeit in diesem Gebiet grundsätzlich höher ist.

Weil die vorliegende Schätzung auf einem kleinen Sample basiert, ist ungewiss, ob die Resultate nicht von einigen wenigen extremen Datenpunkte getrieben sind. Die visuelle Betrachtung der Residuen und von partiellen-Regressions-Leverage Plots zeigen zwar keine Auffälligkeiten. Nichtsdestotrotz wurde zur Überprüfung der Stabilität der Effekt-Schätzer zusätzlich eine Alternativschätzung mit Methoden der robusten Regression durchgeführt (Jann, 2010). Diese zeichnen sich dadurch aus, dass sie weniger durch stark abweichende Beobachtungen beeinflusst werden und auch unter alternativen Fehlerverteilungen günstige Eigenschaften aufweisen. Damit sind diese Verfahren besser geeignet, grundlegende Zusammenhänge in den Daten freizulegen, auch wenn beispielsweise einige Beobachtungen mit Messfehlern behaftet sind. Als robustes Regressionsverfahren wurde hier ein MM-Schätzer gewählt, der über eine Gewichtung der Beobachtungen den Einfluss von abweichenden Beobachtungen auszubalancieren versucht. Konkret wurde eine Schätzung mit 50 % Bruchpunkt und 95 % Normalverteilungseffizienz verwendet, wie es von Koller & Stahel (2011) empfohlen und von Rousseeuw et al. (2015) für die Statistik-Software R implementiert wurde. Die robuste Modellschätzung führt tatsächlich zum Ausschluss von zwei Beobachtungen und einer Neugewichtung von 85 Beobachtungen (vgl. Modell (5) Tabelle 6-3). Die meisten MM-95 Effektschätzer sind im Betrag etwas weniger stark ausgeprägt, ausser den Effekt-Schätzern zur Bevölkerungsdichte und dem mittleren Lücke zur Bedarfsschwelle. Im Übrigen sind die an dieser Stelle gezeigten Schätzungen jedoch weitgehend stabil. Mit einer Ausnahme: Der Effekt für französischsprachige Gemeinden ist erneut negativ und statistisch signifikant von Null verschieden (-14.4). Dies könnte darauf hindeuten, dass in der Schweiz doch kulturelle geprägte Unterschiede bezüglich des Bezuges von Sozialhilfe existieren. Weitere Forschung sollte diesen Punkt vertiefen.

Tabelle 6-3: Effektschätzer des Nichtbezuges von Sozialhilfe

	Modell (1)	Modell (2)	Modell (3)	Modell (4)	Modell (5)
<i>Stadt/Land</i>					
Agglomerationen	3.87	2.64	0.97	-1.42	4.03
(Ref: Stadt)	(3.51)	(3.25)	(3.46)	(3.34)	(3.23)
ländliche Gemeinde	18.3***	1.30	-5.73	-7.60	-8.64
(Ref: Stadt)	(3.62)	(4.29)	(5.60)	(5.42)	(4.84)
Sprachregion französisch	-25.3***	-9.90	-3.04	1.81	-14.4**
(Ref: deutschsprachig)	(6.65)	(6.59)	(6.12)	(5.93)	(5.23)
<i>Wähleranteile Links-Rechts</i>					
mitte-links		-19.0***	-12.6**	-11.3**	-8.14*
(Ref: gemässigt)		(4.23)	(4.17)	(4.01)	(3.40)
rechts-konservativ		30.3***	16.3*	19.4**	12.25*
(Ref: gemässigt)		(6.56)	(6.40)	(6.16)	(5.40)
<i>Wirtschaftsstruktur</i>					
% mit Besch. in Sek. 1			0.69***	0.49**	0.38**
(Ref: Sek 2)			(0.15)	(0.15)	(0.10)
% mit Besch. in Sek. 3			0.76***	0.64***	0.36***
(Ref: Sek 2)			(0.10)	(0.10)	(0.10)
log(Bevölkerungsdichte)			-7.93***	-6.57***	-8.85***
			(1.87)	(1.81)	(1.56)
% Working Poor				0.39***	0.31**
				(0.11)	(0.10)
log (mittlere Lücke des Bedarfes in CHF)				-18.6***	-20.8***
				(5.45)	(4.7)
Intercept	21.3***	40.3***	31.8*	193.4***	248.67***
	(2.68)	(4.90)	(15.8)	(56.5)	(56.4)
n (Gemeinden)	312	312	312	312	312
R <sup>2</sup>	0.103	0.242	0.393	0.446	0.407
Adjusted R <sup>2</sup>	0.094	0.229	0.377	0.428	0.388
Methode:	OLS	OLS	OLS	OLS	MM-95
Gemeinden mit  Gewicht  (<0.00032)					2
Gemeinden mit Gewicht <1					85

**Bemerkungen:**

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.'

Standardfehler in Klammern.

Alle Schätzungen verwenden analytische Gewichte auf der Basis der Bevölkerungszahl der Gemeinden.

MM-95: Die robuste Schätzung verwendet Schätzungen des MM-Typs, wie in (Koller &amp; Stahel, 2011) beschrieben. Die Schätzung resultiert in robusten und effizienten Schätzern mit 50 %-Bruchpunkt (breakdown point) und 95 % asymptotisch effizienten normalverteilten Standardfehlern (Rousseeuw et al., 2015).

**6.4 Zusammenfassung und Diskussion**

Die vorliegende Studie präsentiert erstmals eine Schätzung der Nichtbezugsquote von Sozialhilfe für den Kanton Bern und sie gibt Aufschluss darüber, wie regionale Unterschiede des Nichtbezuges von Sozialhilfe zustande kommen. Sie ist die erste Studie der Schweiz, die das Phänomen von Nichtinanspruchnahmen von Sozialhilfeleistungen auf der Basis von Administrativdaten untersucht. Dafür wurde anhand von Steuerdaten die Quote der Anspruchsberechtigten ermittelt und diese mit der für das vorliegende Vorhaben angepasste Sozialhilfequote aus der Sozialhilfe-

empfängerstatistik verglichen. Laut vorliegender Schätzung bezieht jede vierte Person (26.3 %), die rechnerisch gesehen Anspruch auf Unterstützung durch die Sozialhilfe hätte, keine Leistungen. Weil der Kanton Bern einer der bevölkerungsreichsten Kantone der Schweiz ist und sowohl über ländliche und städtische Gebiete verfügt, kann einerseits vorsichtig vermutet werden, dass Nichtbezüge in der übrigen Schweiz in ähnlichen Umfang vorliegen. Andererseits könnte die erhebliche kantonale Variation bei der Ausgestaltung im Bereich der Grundsicherung zu Unterschieden im Ausmass des Nichtbezugs führen. Weitere Forschung könnte dies zum Thema haben. Ausserdem bestätigt die vorliegende Studie die Vorbehalte des BFS, dass der einfache Vergleich der Gesamtquoten der Sozialhilfe- und der Armutsstatistik als erster Anhaltspunkt zur Schätzung einer nationalen Nichtbezugsquote zu kurz greift und dass die daraus resultierende Quote von 60% zu hoch ausfällt. Wie die vorliegende Studie zeigt, führt die Berücksichtigung von Vermögenswerten beinahe zu einer Halbierung des Anteils der Anspruchsberechtigten und damit zu einer deutlichen Reduktion der Nichtbezugsquote.

In einem zweiten Schritt wurde die regionale Variation des Nichtbezuges der Gemeinden zur Überprüfung gängiger theoretischer Erklärungen des Nichtbezuges verwendet. Dabei lag der Hauptfokus auf der Prüfung der Frage, welche Rolle in der Bevölkerung vorherrschende Einstellungen zum Sozialhilfebezug und damit einhergehenden Stigma-Kosten spielen. Generell werden psychologische und soziale Faktoren wie Stigma in der internationalen Literatur als eine von vier Haupterklärungen des Nichtbezuges angeführt - neben pekuniären Faktoren, unzureichenden Informationen und Mängel im administrativen Prozess der Anspruchsprüfung (Hernanz et al., 2004). Welche Bedeutung Stigmatisierung zukommt, ist jedoch schlecht untersucht. Aus der Theorie lässt sich ableiten, dass sich Einstellungen hinsichtlich des Bezuges von Sozialleistungen auf drei Wege auf die Wahrscheinlichkeit der Beanspruchung von Sozialhilfe auswirken. Erstens beeinflussen individuelle Einstellungen das Verhalten. Wer einem Sozialleistungsbezug generell kritisch gegenüber steht, wird eher darauf verzichten. Zweitens weisen Einstellungen im Umfeld darauf hin, inwiefern Betroffene Stigmatisierung befürchten müssen. Wer negative Attribuierung durch Nachbarn, Bekannte oder Freunde erwartet, wird eher auf einen Leistungsbezug verzichten. Drittens ist anzunehmen, dass sich dominante Präferenzen einer Gemeinde ebenso in der personellen Besetzung und der organisatorischen Ausgestaltung eines Sozialdienstes niederschlägt. Es daher zu erwarten, dass lokal vorhandene Einstellungen ebenso über administrative Prozesse einen Einfluss auf Nichtbezugsquoten haben. Tatsächlich zeigen die vorliegenden Analysen starke regionale Effekte auf, die darauf hinweisen, dass ein Sozialhilfeleistungsbezug von sozio-psychologischen Prozessen beeinflusst wird. In Gemeinden, die politische Parteien präferieren, die sich für grosszügige Sozialhilfeszahlungen einsetzen, ist die Nichtbezugsquote in der Tendenz tiefer, während Gemeinden mit stark rechts-konservativer Präferenz deutlich höhere Nichtbezugsquoten aufweisen. Dieser Effekt bleibt bestehen, wenn alternativ Erklärungen, wie unterschiedliche Wirtschaftsstruktur und die Bevölkerungsdichte kontrolliert werden.

Schliesslich gibt die vorliegende Studie Hinweise dazu, wie der in vielen Nichtbezugs-Studien erkannte Stadt-Land-Graben zustande kommt. Den hier enthaltenen Analysen folgend lässt sich der Graben in verschiedene Komponenten zerlegen. Einerseits scheinen die unterschiedlichen Einstellungen zum Sozialhilfebezug eine entscheidende Rolle zu spielen. Unter Bauern ist die Abhängigkeit von Sozialleistungen besonders negativ konnotiert (Contzen, 2015), während Menschen im städtischen Milieu dem Bezug Sozialleistungen weniger kritisch gegenüber stehen. Andererseits sind starke Effekte der Wirtschaftsstruktur zu erkennen. Landwirtschaftlich geprägte Regionen weisen deutlich höhere Nicht-Bezugsquoten auf und zwar unabhängig von der Einstellung zum Sozialhilfebezug. Dies kann damit erklärt werden, dass Haushalte mit landwirtschaftlichen Betrieben über die Möglichkeit verfügen, eine Notlage subsistenzwirtschaftlich zu überbrücken. Gleichzeitig ist mit dem Besitz eines Hofes häufig die Angst verbunden, diesen bei Beanspruchung von Sozialhilfe veräussern zu müssen. Die Analysen zeigen schliesslich ebenso, dass der vielzitierte Effekt der Anonymität der Grossstadt, der einen Sozialhilfeleistungsbezug erleichtern soll, nur begrenzt als Ursache des Stadt-Land-Grabens herhalten kann. Unabhängig von Einstellung und der wirtschaftlichen Struktur zeigt sich zwar ein Effekt der Bevölkerungsdichte: Je weniger Menschen in einer Gemeinde leben, desto eher sind Nichtbezüge zu erwarten. Hierbei könnte fehlende Anonymität durchaus eine Rolle spielen. Der Effekt einer steigenden Bevölkerungsdichte schwächt sich jedoch mit zunehmender Bevölkerung ab, so dass keine Unterschiede von mittel-dicht besiedelten Gebieten zu städtischen Regionen mehr zu erkennen sind. Anonymität scheint demnach eher den Unterschied von sehr kleinen zu mittleren Gemeinden zu erklären.

Aus methodischer Sicht gilt es festzuhalten, dass es sich bei der vorliegenden Schätzung trotz der Verwendung von de facto Vollerhebung um eine Annäherung an die Realität handelt. In der Praxis lässt das Prüfverfahren für den Anspruch auf Sozialhilfe Spielräume offen, um auf individuelle Situationen eingehen zu können. Für die Schätzung der Nichtbezugsquote kommen die unterschiedlichen zeitlichen Perspektiven der beiden verwendeten Erhebungen erschwerend dazu. Während die Steuerdaten eine Jahresperspektive einnehmen, erfolgt die Prüfung auf Anspruch durch Unterstützung durch Sozialhilfe monatsweise. Dies konnte für die vorliegende Schätzung zwar annähernd korrigiert werden. Geringfügige Verzerrungen sind jedoch nicht auszuschliessen.

## 6.5 Anhang 6

Tabelle 6-4: Bedarfsschwelle nach Haushaltsgrösse

Haushalts- grösse	Grundbedarf <sup>1</sup>	Wohnkosten <sup>2</sup>	Krankenkassen <sup>3</sup>	Bedarfsschwelle (Jahreseinkommen)
1	977	952	400	27'948
2	1495	1232	650	40'524
3	1818	1512	900	50'760
4	2090	1736	1150	59'712
5	2364	1960	1400	68'688
6	2638	2016	1650	75'648
7	2912	2072	1900	82'608
8	3186	2128	2150	89'568

<sup>1</sup> Basierend auf SKOS-Richtlinien des Jahres 2012 (SKOS, 2005)

<sup>2</sup> Richtwerte gemäss (Regionalkonferenz Bern-Mittelland, 2010). Hoch- und Tiefpreisgemeinden gemittelt inkl. 12.5 % für Nebenkosten

<sup>3</sup> Prämien wurden für unterschiedliche Haushaltszusammensetzungen gemittelt. Erwachsene=400, Kinder=100

Tabelle 6-5: Mietindex für MS-Regionen im Kanton Bern

Mietindex	MS-Region
105.61	Aaretal
119.80	Bern
97.96	Biel/Bienne
99.08	Burgdorf
101.53	Erlach-Seeland
87.45	Grenchen
76.02	Jura bernois
87.35	Kandertal
78.16	La Chaux-de-Fonds
108.27	Murten/Morat
91.84	Oberaargau
93.16	Oberes Emmental
112.45	Oberland-Ost
140.20	Saanen- Obersimmental
91.94	Schwarzwasser
109.18	Thun

Quelle: eigene Berechnungen basierend auf Angebotspreise von Mietwohnungen nach MS-Regionen, Wüest & Partner, Immo-Monitoring



Tabelle 6-6: Monatliche Prämienverbilligung

Prämienregion	massgebendes Einkommen	bis Franken				
		9'000	17'000	25'000	35'000	42'000 <sup>1)</sup>
1	Erwachsene	200.00	155.00	115.00	75.00	25.00
	junge Erwachsene zwischen 18 und 24 Jahre	182.90				109.75
	Kinder bis 18 Jahre	42.15				25.30
2	Erwachsene	175.00	135.00	100.00	65.00	20.00
	junge Erwachsene zwischen 18 und 24 Jahre	161.80				97.10
	Kinder bis 18 Jahre	38.35				23.00
3	Erwachsene	160.00	120.00	90.00	60.00	20.00
	junge Erwachsene zwischen 18 und 24 Jahre	149.95				89.95
	Kinder bis 18 Jahre	35.60				21.35

<sup>1)</sup> gilt für Familien mit zur Familie zählenden Kindern

Quelle: Amt für Sozialversicherungen (ASV), Abteilung Prämienverbilligung und Obligatorium, Berechnungsschema 2012

Tabelle 6-7: Schätzung der Quote der Anspruchsberechtigten in Abhängigkeit von steuerdatenspezifischen Eigenheiten<sup>82</sup>

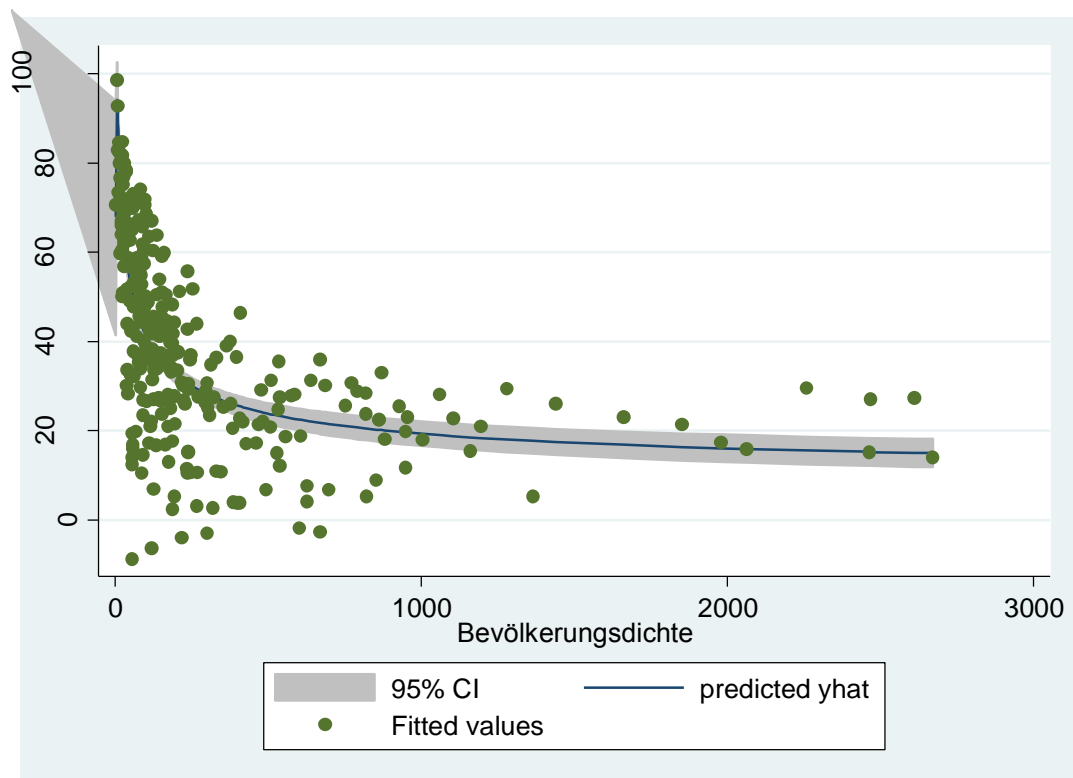
	Ausschluss-Variante	Fehlende HH-ID <sup>a</sup> n=12'233		Ermessens-Taxierte n=20'472			Kollektiv-HH n=12'332		Unterjährig Steuerpflichtige n=14'230		Verwendete Variante
	(1)+(3)+(6)+(8)	Ausschluss (1)	Einzelhaushalte (2)	Ausschluss (3)	Ausschluss wenn einziges Einkommen (4)	Erm als Einkommen zählen (5)	Ausschluss (6)	Als Einzel-HH zählen (7)	Ausschluss (8)	Einschluss (9)	(2)+(5)+(7)+(9)
Total Altersgruppe	12.1	12.1	12.1	12.1	14.1	12.5	12.1	12.7	12.1	13.7	14.2
18-24	39.5	39.5	39.5	39.5	40.9	38.5	39.5	48.3	39.5	50.2	50.0
25-49	12.3	12.3	12.3	12.3	16.3	13.4	12.3	12.7	12.3	13.4	14.6
50-64	11.5	11.5	11.5	11.5	14.1	12.2	11.5	11.8	11.5	12.7	13.4
ab 65	21.2	21.2	21.2	21.2	22.2	21.4	21.2	22.3	21.2	25.4	25.6
N=	954'343	954'343	954'343	954'343	976'589	976'606	954'343	974'944	954'343	1'004'062	1'027'244

Quelle: Steuerdaten des Kantons Bern, 2012. Eigene Berechnungen.

<sup>a</sup>Werden Haushalte mit mehr als 8 Mitgliedern ausgeschlossen, verbleiben keine Haushalte mit fehlender ID im Datensatz.

<sup>82</sup> Die Variantenrechnungen wurden mit der Basis-Approximation gemäss Tabelle 6-1 durchgeführt – dies widerspiegelt die Prüfung der Bedürftigkeit ohne Einbezug der vorgelagerten bedarfsabhängigen Leistungen und Prüfung von Vermögen.

Abbildung 6-3: Vorhergesagte Nichtbezugsquote gemäss OLS-Schätzung vs Bevölkerungsdichte



Bemerkung: Zur Verbesserung der Lesbarkeit der Grafik ist die Gemeinde mit der höchsten Bevölkerungsdichte ausgeschlossen. Das Muster wäre identisch, aber der Zusammenhang bei den kleinen Gemeinden optisch nicht zu erkennen.

## 7 Zusammenfassung der zentralen Ergebnisse

Wachsende Ungleichheit birgt wirtschaftliche, soziale und politische Risiken. Weil sich die Schere zwischen Reich und Arm in vielen westlichen Ländern jüngst öffnete, steht das Thema wieder vermehrt im Fokus. Die Sozialwissenschaften können einen Beitrag zur Thematik leisten, indem Sie aufzeigen, welche Ungleichheiten vorliegen, wie sich diese verändern und welche Faktoren darauf einen Einfluss haben. Die vorliegende Dissertation leistet diesen Beitrag mit fünf empirischen Studien zur Situation in der Schweiz. Dabei gehen die Beiträge der Frage nach, welche Ungleichheiten in der Schweiz bestehen und wie ausgewählte Bereiche des Wohlfahrtsstaates in Bezug dazu stehen.

R>G lautet die Verdichtung der These von Piketty (2014). Die Rendite von Vermögen (R) ist grösser als das Wirtschaftswachstum (G). Entsprechend nehme die ökonomische Ungleichheit in kapitalistisch organisierten Gesellschaften unausweichlich zu. Trifft dies auch für die Schweiz zu? Mitnichten, wie Gornick & Jäntti (2013) jüngst in einer komparativen Studie auf der Basis der Luxembourg Income Study feststellten. Die Schweiz erscheint in den Auswertungen als eines der wenigen Länder, in welchen die Einkommensungleichheit abgenommen hat. Die ersten beiden Beiträge dieses Buches überprüfen anhand von Steuerdaten bestehendes Wissen zu ökonomischer Ungleichheit in der Schweiz. Sie zeigen auf, wie die Einkommen und Vermögen in der Schweiz verteilt sind und welche zusätzlichen Erkenntnisse zu ökonomischen Ungleichheit auf der Basis von Steuerdaten gewonnen werden können. Werden aggregierte Steuerstatistiken konsultiert, die historisch gesehen die weitreichendste Datenquelle darstellen, dann entsteht der Eindruck, die Einkommensungleichheit ist gewachsen. Dies erscheint zunächst plausibel, weil die Ungleichheit in der wachstumsstarken Nachkriegsphase gestiegen ist und theoretisch vermutet werden kann, dass Perioden des konjunkturellen Aufschwungs von der Bevölkerung unterschiedlich gut genutzt werden können. Schätzungen von vor 1970 sind allerdings mit Vorsicht zu geniessen. Die historischen Steuerstatistiken reichen zwar weit zurück, sie basieren aber auf der direkten Bundessteuer, die nicht vollumfänglich über die finanziellen Verhältnisse aller Einkommensklassen informiert. Haushalte mit geringen Einkommen sind nämlich von der Bundessteuer befreit sind. Dieser Anteil wird aber grösser, je weiter zurück man in der Zeit blicken möchte – dies trübt die Sicht und erschwert den historischen Vergleich, so dass kein eindeutiges Fazit bezüglich der Langzeitentwicklung der Einkommensungleichheit gezogen werden kann. In den jüngeren Jahren, in welchen ebenfalls Schätzungen aus Befragungsdaten vorliegen, fällt zudem auf, dass Ungleichheitskoeffizienten auf Basis von klassierten Steuerdaten höher ausfallen. Dies hat zunächst methodische Gründe. Neben der bereits erwähnten Ungenauigkeit, die sich auf Grund der Nichtbesteuerung von Steuersubjekten mit tiefem Einkommen ergibt, führt eine Verteilungsanalyse mit fiskalischen Haushalten als statistische Einheit zu einer Überschätzung der Zahl an Haushalten mit geringen Einkommen: Junge Erwachsene oder Konkubinatspartner füllen eine eigene Steuererklärung aus und sie haben häufig nur geringe Einkommen, obwohl sie in der Regel über weitere finanzielle Ressourcen von Eltern oder eines Partners verfügen. Ferner kann

die ausgleichende Wirkung von Steuern nicht gänzlich erfasst werden, weil Angaben zu den betragsmässig viel bedeutenderen kantonalen und kommunalen Steuern fehlen. Für neuere Zeiträume können diese methodischen Mängel aber mit Individualsteuerdaten behoben werden und hier zeigt sich die Stärke von Steuerdaten: die umfassende Abdeckung aller Einkommensschichten. Im Gegensatz zu Befragungsdaten kann aufgrund von Steuerdaten die Erfassung von sehr geringen und sehr hohen Einkommen vorgenommen werden. Weil sich in den letzten Jahren besonders bei den ganz hohen Einkommen Entscheidendes getan hat, legen die Analysen auf der Basis von Steuerdaten berechnete Zweifel nahe, dass der Ungleichheitstrend in der Schweiz ein abnehmender ist, wie etwa die komparative Auswertung auf der Basis der Luxembourg Income Study jüngst nahe legte (Gornick & Jäntti, 2013).

Die historische Analyse deutet zudem darauf hin, dass die Ungleichheitsentwicklung wirtschaftlichen Zyklen folgt und dass Krisenjahre in der Schweiz ohne Zunahme der Ungleichheit und ohne Verarmung von breiten Bevölkerungsschichten überstanden werden konnten. Dies nicht zuletzt dank des Ausbaus des Wohlfahrtsstaates ab der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts, der mehr Absicherung in wirtschaftlich schwierigen Zeiten bot. Der Ausbau der Alters- und Hinterbliebenenversicherung stellte einen wichtigen Schritt zur Bekämpfung von Altersarmut dar, der sich in der Reduktion der Einkommensungleichheit in den 70er Jahren unmittelbar zu zeigen schien. In der Gegenwart lässt sich die Schweiz im internationalen Vergleich im Mittelfeld einordnen, was die Einkommensungleichheit anbelangt. Das hat aber weniger mit wohlfahrtsstaatlicher Umverteilung zu tun. Wird Umverteilung als Differenz der Ungleichheit der Einkommen vor- und nach Steuern und Sozialleistungen gemessen, dann nimmt die Schweiz bezüglich des Ausmasses an Umverteilung nämlich einer der hintersten Ränge im OECD-Raum ein. Vielmehr ist eher durchschnittliche Einkommensungleichheit *erstens* auf die hohe Arbeitsmarktpartizipation zurückzuführen. Während in der Schweiz die Arbeitslosenquote selten über 3 % lag und liegt, beträgt diese in anderen Ländern Europas im Schnitt derzeit knapp 10 % (Statista, 2016). Wer nicht arbeiten kann, hat kein Einkommen, daher stellt die Arbeitslosigkeit einen zentralen Treiber der Ungleichheit dar, der in der Schweiz wenig zum Tragen kommt. *Zweitens* ist Lohnungleichheit in der Schweiz ebenfalls eher unterdurchschnittlich, sie fällt sogar tiefer aus als in nordischen Ländern, die bekannt sind für ihr geringes Ausmass an Ungleichheit.

Während die Einkommensungleichheit in der Schweiz eher wenig ausgeprägt ist, zeigen sich aber mit Blick auf Vermögen frappante Unterschiede. Nur in wenigen Ländern ist die Konzentration von Vermögen bei wenigen so hoch wie in der Schweiz, während eine grosse Mehrheit nur über sehr wenig Vermögenswerte verfügt. Mancher führt an, dass diese Besonderheit eine Folge des Altersvorsorgesystems sei, das Schweizerinnen und Schweizer obligatorisch verpflichtet, für den Lebensabend zu sparen. Informationen zu den Vorsorgevermögen sind aber für die Forschung nicht zugänglich und fehlen in den Steuerstatistiken. In anderen Ländern - ohne ein staatlich verordnetes Zwangssparen - liegen Ersparnisse fürs Alter auf dem privaten Konto. Entsprechend können sie in komparativen Studien einbezogen werden. Im Vergleich zur Situation in der

Schweiz entsteht daher der Eindruck, Schweizerinnen und Schweizer seien vergleichsweise arm an Vermögen. Die fehlenden Vermögen der Altersvorsorge sind demnach mit ein Grund, dass die Vermögensungleichheit so hoch ausfällt. Sie entkräften die Beobachtung frappanter Differenzen aber nicht. *Erstens* sind die Vermögen der Altersvorsorge von der Substanz her keineswegs mit beweglichem Vermögen zu vergleichen, weil sie gebunden sind und nicht ohne weiteres genutzt werden können. *Zweitens* sind besonders die Vermögen der Altersvorsorge der zweiten und bis zu einem gewissen Grade auch der dritten Säule abhängig von den während des Erwerbslebens erzielten Einkommen. Entsprechend sind auch diese Vermögenswerte ungleich vorhanden. Die Berücksichtigung der Vorsorgevermögen würde vermutlich tatsächlich zu einer Reduktion der Vermögensungleichheit führen, wie stark diese ausfällt ist aber offen. Schlüssige Studien zu dieser Thematik fehlen bisher. Forschung, die diesen Punkt aufnimmt, wäre entsprechend wichtig. Bis dahin bleibt die Feststellung, dass die Vermögensungleichheit in der Schweiz – ohne Berücksichtigung der Vorsorgevermögen – immens ist. Gleichzeitig konnte im Rahmen des SNF-Projektes „Ungleichheit der Einkommen und Vermögen“ festgestellt werden, dass Vererbung dem Erhalt von Vermögensungleichheit zudient (Jann & Fluder, 2015). Viele Vermögen stehen entsprechend ohne eigene Leistung zur Verfügung. Es ist fragwürdig, wie sich dies mit meritokratischen Prinzipien moderner Gesellschaften vereinbaren lässt, die für demokratische Gesellschaften leitgebend sind. Trotzdem verspürte die Schweizer Bevölkerung kein Bedürfnis etwas daran zu ändern. Die Initiative zur Erbschaftssteuerreform, die eine nationale Erbschaftssteuer ausschliesslich für Vermögen ab 2 Mio. einführen wollte und die Dynamik der Vermögensungleichheit über Vererbung etwas gebremst hätte, wurde am 14.06.2015 deutlich abgelehnt<sup>83</sup>.

Wie und in welchem Ausmass eine Gesellschaft Steuern erhebt, sagt einiges darüber aus, welche Ungleichheiten diese Gesellschaft akzeptiert und welche behoben werden sollen. Entsprechend verdient das Steuersystem als zentraler Bestandteil des wohlfahrtsstaatlichen Arrangements besondere Beachtung bei der Analyse von ökonomischen Ungleichheiten. Im Rahmen des Steuersystems wird einerseits bestimmt, wie viele Ressourcen dem Staat zur Bereitstellung von öffentlichen Gütern zur Verfügung stehen, andererseits ist die progressive Ausgestaltung von Steuern ein wichtiger Mechanismus der Umverteilung. In diesem Zusammenhang existiert die „Race to the bottom“-These, die besagt, dass der Steuerwettbewerb zu einem Niedergang des Wohlfahrtsstaates führt (Sinn, 1997). Im Buhlen um wohlhabende Bürgerinnen und Bürger werden die Steuern laufend gesenkt, so dass für den öffentlichen Haushalt immer weniger Mittel zur Verfügung stehen und weniger umverteilt wird. Das besondere an der Schweiz in Zusammenhang mit Steuern ist, dass ein wichtiger Teil der Einkommens- und Vermögenssteuer dezentral veranlagt wird und dass besonders die Kantone und bis zu einem gewissen Grad auch die Gemeinden bei der Ausgestaltung dieser Steuern mitwirken können. Steuerwettbewerb findet in der Schweiz also nicht nur nationaler Ebene statt, sondern ebenso zwischen regionalen Einheiten. Von manchen wird die Schweiz deshalb als geeignetes Labor angesehen – oder als Mini-Europa – auf dessen

<sup>83</sup> <https://www.admin.ch/gov/de/start/dokumentation/abstimmungen/20150614/erbschaftssteuerreform.html>

Basis sich studieren lässt, welche Folgen mit föderal organisierten Strukturen verbunden sind. Forschungen der 1990er zeigten auf, dass der Steuerwettbewerb keinwegs zu einem Niedergang des Wohlfahrtsstaates führte (Feld, 2000). Der Steuerwettbewerb intensivierte sich jedoch ab der Jahrtausendwende. Die Zahl der Pauschalbesteuerten verdoppelte sich (vgl. (Hümbelin & Farys, 2016b), Steuerentlastungen wurden umgesetzt, die besonders hohen Einkommen zu Gute kamen und Erbschaftssteuern an direkte Nachkommen wurden in vielen Kantonen abgeschafft (Hümbelin & Farys, 2015). In der historischen Entwicklung zeigt sich zudem, dass in diesem Zeitraum die Ungleichheit zwischen den Kantonen und innerhalb einzelner Kantone stark gestiegen ist. Gleichzeitig zeigt die Detailstudie im Rahmen von Kapitel 3 zwei weitere Punkte auf. Erstens hat die umverteilende Wirkung von Steuern nachgelassen. Allerdings nur die kantonale und die kommunale Steuer, nicht aber die direkte Bundessteuer. Zweitens haben nicht nur die Steuertarife einen Einfluss auf die umverteilende Wirkung von Steuern, sondern auch die Ausgestaltung der Steuerabzüge. Die Dekomposition der Verteilungseffekte unterschiedlicher Abzüge zeigt, dass hohe Einkommen deutlich davon profitieren, Liegenschaftskosten wie beispielsweise Hypothekarzinsen und überobligatorische Einzahlungen der Altersvorsorge abziehen zu können, und dass der umverteilende Effekt von Steuern dadurch beinahe halbiert wird. Alles in allem legen die neuen Auswertungen nahe, dass die neueren Entwicklungen zwar nicht zu einem Niedergang des Wohlfahrtsstaates geführt haben, aber doch zu einer Schwächung dessen beigetragen haben.

Generell dominierte in den letzten Jahrzehnten das Kredo, die Ungleichheit müsse weniger über direkte finanzielle Umverteilung reduziert werden, sondern vielmehr durch eine gezielte Befähigung jener Individuen, die im Wettbewerb abfallen. Niederschlag in der Literatur hat diese Entwicklung in der Aussage gefunden, dass sich der Wohlfahrtsstaat dem Paradigma des Fördern und Fordern verpflichtet. Verschiedene Autoren (Kohler et al., 2012; Layte & Whelan, 2003) verfolgen dabei den Ansatz, den Erfolg bzw. Misserfolg des wohlfahrtsstaatlichen Arrangements daran zu messen, wie gut dieses vor dem Abrutschen in Armut schützt. Der Beitrag in Kapitel 5 nimmt diese Überlegungen auf und studiert, wie ungleich das Risiko eines Ausschlusses aus dem Arbeitsmarkt auftritt, nachdem Schweizerinnen und Schweizer erstmals auf finanzielle Leistungen des Wohlfahrtsstaates angewiesen waren. Dabei standen sich zwei konkurrierende Thesen gegenüber. Einerseits kann in Einklang mit traditionellen Theorien sozialer Klassen vermutet werden, dass der arbeitsmarktliche Ausschluss ein schichtspezifisches Phänomen der Unterklasse ist (Duncan, 1961). Andererseits wurde im Zuge der Individualisierungsthese vermutet (Beck, 1992), dass durch den gesellschaftlichen Wandel eine Abnahme der Bedeutung von vertikal geschichteten Klassenmodellen stattgefunden hat. Dies habe eine Demokratisierung der Wege in die Armut gefördert (Leisering & Leibfried, 1999). Entsprechend können kritische Lebensereignisse, wie der Verlust der Arbeit für jeden zu einem Armutsrisiko führen. Die empirischen Resultate von Analysen im Längsschnitt deuten aber darauf hin, dass der sozioökonomische Status - gemessen als erreichte Position in der Einkommensverteilung oder als Bildungsstatus - durchaus einen entscheidenden Einfluss auf das Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt hat. Dies gilt besonders, wenn damit eine längerfristige Abhängigkeit von

Leistungen der sozialen Sicherheit, wie etwa der wirtschaftlichen Sozialhilfe oder von einer Invalidenrente verbunden ist.

Wenn alle Stricke reissen, kommt in der Schweiz die Sozialhilfe zum Tragen. Sie sorgt für ein minimales Auskommen für diejenigen, die nicht über ausreichende Mittel zur Existenzsicherung verfügen und die keine alternativen wohlfahrtsstaatlichen Instrumente nutzen können. Die Sozialhilfe ist entsprechend ein zentrales Element der Armutsbekämpfung und ein wichtiges Instrument der wohlfahrtsstaatlichen Umverteilung. Internationale Studien zeigen aber, dass gerade die Leistungen im Bereich des Existenzminimums in vielen Ländern nicht vollumfänglich beansprucht werden (Hernanz et al., 2004). In der Schweiz ist die Informationslage diesbezüglich aber sehr dünn. Die in Kapitel 6 vorgestellte Studie liefert einerseits einen Beitrag zur schweizerischen Diskussion, indem sie erstmals eine Schätzung einer Nichtbezugs-Quote für Sozialhilfe auf Basis von Administrativdaten präsentiert. Diese brachte zu Tage, dass ungefähr ein Viertel der Anspruchsberechtigten keine Leistungen geltend macht. Andererseits bestätigt die Studie die These, dass soziale Normen für die Nichtinanspruchnahme von Sozialhilfe eine Rolle spielen. Dabei konnte aufgezeigt werden, dass das politische Milieu einer Gemeinde einen Effekt auf die Höhe der kommunalen Nichtbezugsquoten hat, unabhängig davon, ob weitere wichtige regionale Differenzen wie die Unterscheidung von Stadt und Land, die Bevölkerungsdichte und die wirtschaftliche Struktur, kontrolliert wurden. Das politische Milieu könnte einerseits einen Einfluss auf die Ausgestaltung des Antragsverfahrens haben, andererseits kann aber auch vermutet werden, dass das politische Milieu auf die sozialen Normen hinsichtlich der Beanspruchung von wohlfahrtsstaatlichen Leistungen verweist. Diese Normen führen in Abhängigkeit des Wohnortes zu unterschiedlichen sozialen Kosten bei der Beanspruchung von Sozialhilfe. Es ist zu erwarten, dass soziale Effekte insbesondere in jenen Situationen zum Tragen kommen, in welchen der Entscheid zur Anspruchsberechtigung knapp ist, weil die Personen zwar über eigene finanzielle Ressourcen verfügen, sie aber zu den Working Poor gehören.

Die Studien dieses Buches sind der Frage nachgegangen, wie ungleich ökonomische Ressourcen in der Schweiz verteilt sind und welche Rolle dabei ausgewählten wohlfahrtsstaatlichen Bereichen zukommt. Abschliessend kann festgehalten werden, dass die Schweiz als solches ein Land ist, das breiten Bevölkerungsschichten ein Leben in Wohlstand ermöglicht und in welchem wohlfahrtsstaatliche Instrumente bestehen, die den gesellschaftlichen Ausgleich fördern. Bei genauerer Betrachtung offenbaren sich jedoch einige morsche Äste, die den gesellschaftlichen Zusammenhalt durchaus brüchig werden lassen könnten. Demokratische Gesellschaften basieren auf dem Versprechen, jeder und jede könne mit der nötigen Anstrengung etwas erreichen. Viele Vermögen der Reichsten kamen aber ohne echte Leistung zustande, und etliche von denen, die hart arbeiten und durchaus etwas leisten, sind heute Working Poor. Mancher davon traut sich nicht, Leistungen zu beziehen, die ihm rechtlich gesehen zustünden, während die höchsten Einkommen durch geschickte Optimierung ihre finanziellen Ressourcen am Fiskus vorbei schleusen. Gleichzeitig ging der politische Wille jüngst eher in die Richtung von weniger Umverteilung im



Rahmen des Steuersystems, dies zeigte sich in einer überdurchschnittlichen Entlastung von hohen Einkommen und der Abschaffung von Erbschaftssteuern an direkte Nachkommen. Die Umverteilung von ökonomischen Ressourcen ist aber eine wichtige Komponente um bestehende Verteilungsergebnisse auszugleichen. Denn Umverteilungspolitik und eine Politik der Chancengleichheit sind zwei sich ergänzende Stellschrauben für gerechtere Gesellschaften der Zukunft. Atkinson (2015:11) bringt dies mit Überlegungen darüber, was gegen Ungleichheit getan werden kann, auf den Punkt: „Today’s ex-post outcomes shape tomorrow’s ex ante playing field: the beneficiaries of inequality of outcome today can transmit an unfair advantage to their children tomorrow. [...] If we are concerned about equality of opportunity tomorrow, we need to be concerned about inequality of outcome today.“

Das Fortschreiten der Digitalisierung und der damit verbundene technologische und gesellschaftliche Wandel dürfte zudem neue Herausforderungen mit sich bringen, die die Balance von ökonomischen Freiheiten und staatlichen Eingreifen zusätzlich auf die Probe stellen werden. Dies kann sich ganz konkret manifestieren, wie etwa das Beispiel von Uber zeigt, das mit seiner App den Markt der Taxifahrer öffnet – was für die meisten als praktische Win-Win Situation erscheint – damit aber gleichzeitig ausgehandelte und errungene arbeits- und sozialversicherungsrechtliche Sicherheiten aushebelt. Bei solchen Innovationen stellt sich die Frage, wer nun wirklich vom technologischen Wandel profitiert und inwiefern gesamtgesellschaftliche Regelungen dazu beitragen können, die Früchte des technologischen Fortschrittes gleichmässiger zu verteilen. Und was geschieht, wenn die Digitalisierung nun tatsächlich dazu führt, dass ein grosser Teil der Arbeit von Maschinen und Algorithmen erledigt wird, wenn es den Taxi- oder Lastwagenfahrer also gar nicht mehr braucht, weil Autos ihren Weg selber finden? Verfügen in einer solchen Welt einzig die digitalen Innovatoren über Wohlstand oder werden sich die Menschen dem Strukturwandel anpassen, wie es zuvor einige Male bereits geschehen ist? Werden eines Tages universalistische wohlfahrtsstaatliche Eingriffe, wie das bedingungslose Grundeinkommen den gesellschaftlichen Zusammenhalt und die wirtschaftliche Existenz sichern, wenn Arbeit ein rares Gut geworden ist?

## 8 Literaturverzeichnis

- Aeppli, D.C. & Ragni, T. (2009). *Ist Erwerbsarbeit für Sozialhilfebezüger ein Privileg?* Bern: SECO-Publikation Arbeitsmarktpolitik Nr. 28.
- Alderson, A.S. & Doran, K. (2013). How Has Income Inequality Grown? In J.C. Gornick & M. Jäntti (Hrsg.), *Income inequality: economic disparities and the middle class in affluent countries*. Stanford: Stanford University Press.
- Alvaredo, F., Atkinson, A.B., Piketty, T. & Saez, E. (2014, Juni 16). The World Top Incomes Database. Verfügbar unter: <http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu/>
- Alvaredo, F. & Saez, E. (2009). Income and Wealth Concentration in Spain from a Historical and Fiscal Perspective. *Journal of the European Economic Association*, 7 (5), 1140–1167. doi:10.1162/JEEA.2009.7.5.1140
- Arndt, C., Dann, S., Kleimann, R., Strotmann, H. & Volkert, J. (2006). *Das Konzept der Verwirklichungschancen (A. Sen)*. Tübingen: Institut für angewandte Wirtschaftsforschung e.V.
- Atkinson, A.B. (1980). Horizontal equity and the distribution of the tax burden. In H. Aaron & M. Boskin (Hrsg.), *The Economics of Taxation* (S. 3–18). Washington: Brookings Institution.
- Atkinson, A.B. (1983). *The economics of inequality*. Oxford: Clarendon Press.
- Atkinson, A.B. (1989). *Poverty and social security*. Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf.
- Atkinson, A.B. (2013). Foreword. In J.C. Gornick & M. Jäntti (Hrsg.), *Income inequality: economic disparities and the middle class in affluent countries* (S. xiii). Stanford: Stanford University Press.
- Atkinson, A.B. (2015). *Inequality: What Can Be Done?* (1st Edition edition.). Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Atkinson, A.B. & Piketty, T. (2007). *Top incomes over the twentieth century a contrast between continental European and English-speaking countries*. Oxford: Oxford University Press.
- Atkinson, A.B. & Piketty, T. (2010). *Top incomes: a global perspective*. Oxford: Oxford University Press.
- Autor, D.H., Katz, L.F. & Krueger, A.B. (1998). Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market? *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (4), 1169–1213. doi:10.1162/003355398555874
- Baccaro, L. (2011). Labor, Globalization and Inequality: Are Trade Unions Still Redistributive? *Research in the Sociology of Work*, 22, 213–285.
- BAG. (2016). Krankenversicherungsprämien 2012. *Bundesamt für Gesundheit (BAG)*. Zugriff am 15.4.2016. Verfügbar unter: <http://www.bag.admin.ch/themen/krankenversicherung/00261/13452/index.html?lang=de>
- Bargain, O., Dolls, M., Immervoll, H., Neumann, D., Peichl, A., Pestel, N. et al. (2015). Tax Policy and Income Inequality in the United States, 1979–2007. *Economic Inquiry*, 53 (2), 1061–1085. doi:10.1111/ecin.12172

- Bargain, O., Immervoll, H. & Viitamäki, H. (2012). No claim, no pain. Measuring the non-take-up of social assistance using register data. *The Journal of Economic Inequality*, 10 (3), 375–395. doi:10.1007/s10888-010-9158-8
- Becker, G.S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70 (5), 9–49.
- Beck, U. (1992). *Risk society: Towards a new modernity*. London: Sage Publications Ltd.
- Bergman, M.M. & Joye, D. (2001). Comparing social stratification schemas: CAMSIS, CSP-CH, Goldthorpe, ISCO-88, Treiman, and Wright. *Cambridge Studies in Social Research*, 9, 1–37.
- Berman, E., Bound, J. & Griliches, Z. (1994). Changes in the Demand for Skilled Labor within U. S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures. *The Quarterly Journal of Economics*, 109 (2), 367–397. doi:10.2307/2118467
- Bethlehem, J., Cobben, F. & Schouten, B. (2011). *Handbook of Nonresponse in Household Surveys*. Hoboken: Wiley.
- BFS. (2004). *Gesamtrechnung der Sozialen Sicherheit 2002*. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
- BFS. (2011). *Schweizerische Sozialhilfeempfängerstatistik: Leitfaden zur Durchführung der Erhebung : Kurzfassung*. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
- BFS. (2013). *Gesamtrechnung der Sozialen Sicherheit 2011*. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
- BFS. (2015a). *Statistischer Sozialbericht Schweiz 2015*. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
- BFS. (2015b). Erwerbsquote. *Erwerbstätigkeit und Arbeitszeit - Indikatoren*. Bundesamt für Statistik, Neuchâtel, . Zugriff am 12.3.2015. Verfügbar unter: <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/03/02/blank/key/erwerbsquote.html>
- BKSE. (2016). Handbuch Sozialhilfe. *Berner Konferenz für Sozialhilfe, Kindes- und Erwachsenenschutz (BKSE)*. Zugriff am 15.4.2016. Verfügbar unter: <http://handbuch.bernerkonferenz.ch/home/>
- Bogner, K. & Landrock, U. (2015). Antworttendenzen in standardisierten Umfragen. *Mannheim, GESIS – Leibniz Institut für Sozialwissenschaften (SDM Survey Guidelines)*. doi:10.15465/sdm-sg\_016
- Böhnke, P. (2006). *Am Rande der Gesellschaft*. Leverkusen + Berlin: Budrich, Barbara.
- Bolliger, C., Fritschi, T., Salzgeber, R., Zürcher, P. & Hümbelin, O. (2012). *Eingliederung vor Rente. Evaluation der Früherfassung, der Frühintervention und der Integrationsmassnahmen in der Invalidenversicherung* (Beiträge zur Sozialen Sicherheit). Bern: BSV.
- Bonoli, G. (2005). The politics of the new social policies: providing coverage against new social risks in mature welfare states. *Policy & politics*, 33 (3), 431–449.
- Bonoli, G. (2007). Time matters postindustrialization, new social risks, and welfare state adaptation in advanced industrial democracies. *Comparative Political Studies*, 40 (5), 495–520.

- Bruckmeier, K. & Wiemers, J. (2012). A new targeting: a new take-up? *Empirical Economics*, 43 (2), 565–580.
- Brynjolfsson, E. & McAfee, A. (2011). *Race against the machine: How the digital revolution is accelerating innovation, driving productivity, and irreversibly transforming employment and the economy*. Lexington, MA: Digital Frontier Press.
- Brynjolfsson, E. & McAfee, A. (2014). *The second machine age: Work, progress, and prosperity in a time of brilliant technologies*. New York: WW Norton & Company.
- Budowski, M. & Nollert, M. (2010). Generationengerechtigkeit: Ungleichheitsanalytische Lücken der Generationenkonflikt-These. In M. Budowski & M. Nollert (Hrsg.), *Soziale Ungleichheiten* (S. 214–237). Zürich: Seismo.
- Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G. & Smeeding, T.M. (1988). Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (Iis) Database. *Review of Income and Wealth*, 34 (2), 115–142. doi:10.1111/j.1475-4991.1988.tb00564.x
- Cameron, A.C. & Trivedi, P.K. (2010). *Microeconometrics using stata*. College Station: Stata Press.
- Castel, R. (2011). *Die Krise der Arbeit*. Hamburg: Hamburger Edition.
- Champion, C. (2011). Switzerland: A latecomer catching up. In J. Clasen & D. Clegg (Hrsg.), *Regulating the risk of unemployment: National adaptations to post-industrial labour markets in europe* (S. 121–142). New York: Oxford University Press.
- Christoffersen, H., Beyeler, M., Eichenberger, R., Nannestad, P. & Paldam, M. (2014). *The Good Society*. Berlin, Heidelberg: Springer.
- Contzen, S. (2015). «Wir sind nicht arm»! Diskursive Konstruktionen von Armut von Schweizer Bauernfamilien. *Journal of Socio-Economics in Agriculture*, (8), 60–69.
- Cowell, F. (2011). *Measuring inequality*. Oxford: Oxford University Press.
- Cowell, F.A. & Flachaire, E. (2007). Income distribution and inequality measurement: the problem of extreme values. *Journal of Econometrics*, 141 (2), 1044–1072.
- Crettaz, E., Jankowski, T., Priester, T., Ruch, T. & Schweizer, L. (2009). *Sozialhilfe-und Armutsstatistik im Vergleich*. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
- Currie, J. (2004). *The take up of social benefits* ( No. No. 1103). IZA Discussion Paper Series. Zugriff am 20.8.2015. Verfügbar unter: <http://www.nber.org/papers/w10488>
- Dahrendorf, R. (1961). *Über den Ursprung der Ungleichheit unter den Menschen*. Tübingen: Mohr Siebeck.
- Daly, M.C. & Valletta, R.G. (2006). Inequality and poverty in United States: the effects of rising dispersion of men's earnings and changing family behaviour. *Economica*, 73 (289), 75–98.
- Daponte, B.O., Sanders, S. & Taylor, L. (1999). Why do low-income households not use food stamps? Evidence from an experiment. *Journal of Human resources*, 34 (3), 612–628. doi:10.2307/146382
- Davis, K. & Moore, W.E. (1945). Some Principles of Stratification. *American Sociological Review*, 10 (2), 242–249. doi:10.2307/2085643

- Dell, F., Piketty, T. & Saez, E. (2007). Income and wealth concentration in Switzerland over the 20th century. *Top Incomes Over the Twentieth Century: A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries* (S. 472–500). Oxford: Oxford University Press.
- De Maio, F.G. (2007). Income inequality measures. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61 (10), 849–852. doi:10.1136/jech.2006.052969
- Diekmann, A. (2009). *Empirische Sozialforschung: Grundlagen, Methoden, Anwendungen*. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt-Taschenbuch-Verl.
- Duncan, O.D. (1961). A socioeconomic index for all occupations. In A.J.J. Reiss (Hrsg.), *Occupations and Social Status* (Band 1, S. 109–138). New York: Free Press.
- Durkheim, E. (1992). *Über soziale Arbeitsteilung: Studie über die Organisation höherer Gesellschaften* (6. Auflage). Frankfurt am Main: Suhrkamp Verlag.
- Dustmann, C., Fitzenberger, B., Schönberg, U. & Spitz-Oener, A. (2014). From Sick Man of Europe to Economic Superstar: Germany's Resurgent Economy. *The Journal of Economic Perspectives*, 28 (1), 167–188.
- EDI. (2013). *Nationales Programm zur Prävention und Bekämpfung von Armut. Konzept*. Bern: Eidgenössisches Departement des Innern EDI.
- Egger, T. & Dreher, M. (2010). *Wirksamkeitsprüfung von Eingliederungsmassnahmen gemäss Sozialhilfegesetz SHG*. (Evaluationsbericht im Auftrag des Kantons Basel-Landschaft). Bern: Egger & Dreher Unternehmensberatung.
- Eichhorst, W., Kaufmann, O. & Konle-Seidl, R. (2008). *Bringing the jobless into work?: experiences with activation schemes in Europe and the US*. Berlin, Heidelberg: Springer.
- Eifler, S. & Bentrup, C. (2003). Im Mittelpunkt der Studie steht das Verfahren der Vignettenanalyse, das hier erstmals auf. Zugriff am 2.3.2016. Verfügbar unter: <http://core.ac.uk/download/pdf/15952826.pdf>
- Engelhardt, H. (2000). Modelle zur Messung und Erklärung personeller Einkommensverteilungen. In P.D.U. Mueller, P.D.B. Nauck & P.D.A. Diekmann (Hrsg.), *Handbuch der Demographie 2* (S. 1066–1091). Springer Berlin Heidelberg. Zugriff am 14.3.2014. Verfügbar unter: [http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-642-57098-8\\_9](http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-642-57098-8_9)
- Engler, M. (2011). Redistribution in Switzerland: Social cohesion or simple smoothing of lifetime incomes? *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 147 (2), 107–155.
- Erikson, R. & Goldthorpe, J.H. (1992). *The constant flux: A study of class mobility in industrial societies*. Oxford: University Press.
- ESTV. (2013). *Das schweizerische Steuersystem*. Bern: Eidgenössische Steuerverwaltung.
- Eurostat. (2012). Gini coefficient of equivalised disposable income. European Commission, Eurostat, . Verfügbar unter: <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=tesi190>
- Eurostat. (2014). Unemployment and beyond. European Commission, Eurostat, . Zugriff am 12.3.2015. Verfügbar unter: [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Unemployment\\_and\\_beyond#](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Unemployment_and_beyond#)

- Feld, L.P. (2000). Tax competition and income redistribution: An empirical analysis for Switzerland. *Public Choice*, 105 (1-2), 125–164.
- Feld, L.P. & Frey, B.S. (2006). *Tax Evasion in Switzerland: The Roles of Deterrence and Tax Morale* ( No. No. 284). Zürich: Institute for Empirical Research in Economics. Verfügbar unter: <https://ideas.repec.org/p/zur/iewwpx/284.html>
- Figari, F. & Paulus, A. (2012). *The impact of indirect taxes and imputed rent on inequality: a comparison with cash transfers and direct taxes in five EU countries* (GINI Discussion Paper No. 28). Amsterdam: AIAS.
- Fivaz, J. (2015). Das sozialpolitische Profil des neuen Nationalrats. *Soziale Sicherheit CHSS*, (6), 342–347.
- Flückiger, Y. (1998). The labour market in Switzerland: the end of a special case? *International Journal of Manpower*, 19 (6), 369–395. doi:10.1108/01437729810233190
- Fluder, R., Hümbelin, O. & Jann, B. (2015). Ungleichheit von Einkommen und Vermögen in der Schweiz. In Denknnetz (Hrsg.), *Jahrbuch 2015* (S. 193 – 207). Zürich: Edition 8.
- Fluder, R., Salzgeber, R., Fritschi, T., Graf, T. & Röthlisberger, S. (2013). *Verläufe, Risikoprofile und Einflussfaktoren für die berufliche Integration von neuen ALE-Beziehenden*. Bern: Berner Fachhochschule.
- Fluder, R., Salzgeber, R., Fritschi, T., Pfiffner, R., Hümbelin, O., Ruckstuhl, H. et al. (2013). *Verläufe und Profile von IV-Neurentner/innen 2010*. Bern: Bundesamt für Sozialversicherungen.
- Fluder, R. & StremLOW, J. (1999). *Armut und Bedürftigkeit: Herausforderungen für das kommunale Sozialwesen*. P. Haupt.
- Foellmi, R. & Martínez, I. (2013). *Volatile Top Income Shares in Switzerland?* ( No. Discussion Paper no. 2012-27). St. Gallen: School of Economics and Political Science, Department of Economics. Zugriff am 7.1.2014. Verfügbar unter: <http://www2.unine.ch/files/content/sites/irene/files/shared/documents/SSSES/Martinez.pdf>
- Frey, C.B. & Osborne, M.A. (2013). *The future of employment: how susceptible are jobs to computerisation* (S. 2013). Oxford: Oxford Martin Programme on the Impacts of Future Technology. Zugriff am 19.9.2016. Verfügbar unter: [http://www.nigeltodman.com/The\\_Future\\_of\\_Employment.pdf](http://www.nigeltodman.com/The_Future_of_Employment.pdf)
- Fritschi, T. (2013). Weiterbildung und Nachholbildung zur Herstellung von Chancengleichheit. In Caritas Schweiz (Hrsg.), *Sozialalmanach 2013. Schwerpunkt: Bildung gegen Armut* (S. 183–197). Luzern: Caritas-Verlag.
- Fritschi, T. & Bannwart, L. (2013). *Einfluss familienpolitischer Ausgleichsinstrumente auf die Ungleichheit von Einkommen in der Schweiz*. Bern: Berner Fachhochschule.
- Fuest, C., Niehues, J. & Peichl, A. (2010). The redistributive effects of tax benefit systems in the enlarged EU. *Public Finance Review*, 38 (4), 473–500.
- Gallie, D. & Paugam, S. (2000). *Welfare regimes and the experience of unemployment in Europe*. Oxford: Oxford University Press.

- Galor, O. & Moav, O. (2004). From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development. *The Review of Economic Studies*, 71 (4), 1001–1026.
- Gärtner, L. & Flückiger, Y. (2005). *Probleme des Sozialstaats: Ursachen, Hintergründe, Perspektiven*. Zürich: Verlag Rüegger.
- Geissler, R. (1994). *Soziale Schichtung und Bildungschancen* (Band 2). Stuttgart: Ferdinand Enke Verlag.
- Giddens, A. (1998). *The Third Way* (Band 129). Cambridge: Polity Press.
- Goffman, E. (1963). *Notes on the Management of Spoiled Identity*. New York: Touchstone.
- Gornick, J.C. & Jäntti, M. (2013). *Income inequality: economic disparities and the middle class in affluent countries*. Stanford: Stanford University Press.
- Greppi, S. & Ritzmann, H. (2002). *Gesamtrechnung der Sozialen Sicherheit: Methoden und Konzepte*. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
- Gross, J. & Börensen, C. (2009). Wie valide sind Verhaltensmessungen mittels Vignetten? In P. Kriwy & C. Gross (Hrsg.), *Klein aber fein!* (S. 149–178). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Gustafsson, B. & Johansson, M. (1999). In Search of Smoking Guns: What Makes Income Inequality Vary over Time in Different Countries? *American Sociological Review*, 64 (4), 585–605. doi:10.2307/2657258
- Halbeisen, P., Müller, M. & Veyrassat, B. (2012). *Wirtschaftsgeschichte der Schweiz im 20. Jahrhundert*. Basel: Schwabe Verlag.
- Handcock, M. & Morris, M. (1999). *Relative Distribution Methods in the Social Sciences*. New York: Springer.
- Hao, L. & Naiman, D.Q. (2010). *Assessing Inequality*. California, New Delhi, London, Singapore: SAGE.
- Harrison, B. & Bluestone, B. (1990). *The Great U-turn: Corporate Restructuring and the Polarizing of America*. New York: Basic Books.
- Hernanz, V., Malherbet, F. & Pellizzari, M. (2004). *Take-Up of Welfare Benefits in OECD Countries: A Review of the Evidence* (OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. No. 17). OECD Publishing. Zugriff am 20.8.2015. Verfügbar unter: <http://dx.doi.org/10.1787/525815265414>
- Heron, E. & Dwyer, P. (1999). Doing the right thing: Labour's attempt to forge a new welfare deal between the individual and the state. *Social Policy & Administration*, 33 (1), 91–104.
- Hoffmeyer-Zlotnik, J.H. & Warner, U. (2008). *Private household concepts and their operationalisation in national and international social surveys* (SIS-Forschungsberichte - Reihe Survey Methodology No. 1). Mannheim: GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften. Zugriff am 2.3.2016. Verfügbar unter: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:0168-ssoar-262343>
- Howard, C. (1999). *The hidden welfare state: Tax expenditures and social policy in the United States*. Princeton: Princeton University Press.

- Hradil, S. (2006). Was prägt das Krankheitsrisiko: Schicht, Lage, Lebensstil? In M. Richter & K. Hurrelmann (Hrsg.), *Gesundheitliche Ungleichheit* (S. 33–52). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Hudson, J. & Kühner, S. (2009). Towards productive welfare? A comparative analysis of 23 OECD countries. *Journal of European Social Policy*, 19 (1), 34–46.
- Hümbelin, O. & Farys, R. (2014). Öffnet sich die Schere zwischen Arm und Reich? *Impuls*, (Januar), 31–33.
- Hümbelin, O. & Farys, R. (2015). *Wirkung einer möglichen Erbschaftssteuer. Rechenbeispiele mit Berner Steuerdaten* (No. 12). Bern: University of Bern, Department of Social Sciences. Zugriff am 2.3.2016. Verfügbar unter: <https://ideas.repec.org/p/bss/wpaper/12.html>
- Hümbelin, O. & Farys, R. (2016a). Materielle Ungleichheit in der Schweiz im Wandel der Zeit. In B. Jann (Hrsg.), *Essays on Inequality and Integration* (S. 116–152). Zürich: Seismo Verlag.
- Hümbelin, O. & Farys, R. (2016b). The Suitability of Tax Data to Study Trends in Inequality—A theoretical and empirical review with tax data from Switzerland. *Research in Social Stratification and Mobility*. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.rssm.2016.04.004>
- Immervoll, H. & Richardson, L. (2011). *Redistribution policy and inequality reduction in OECD countries: What has changed in two decades?* Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA). Zugriff am 9.10.2014. Verfügbar unter: <http://hdl.handle.net/10419/58948>
- International Labour Organisation (ILO). (2004). *Final report of the 17th International Conference of Labour Statisticians*. Geneva: International Labour Organization.
- Jann, B. (2005). *Einführung in die Statistik*. München; Wien: Oldenbourg.
- Jann, B. (2008). *Erwerbsarbeit, Einkommen und Geschlecht: Studien Zum Schweizer Arbeitsmarkt*. Wiesbaden: Springer.
- Jann, B. (2010). Robuste Regression. In C. Wolf & H. Best (Hrsg.), *Handbuch der Sozialwissenschaftlichen Datenanalyse* (S. 707–740). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Jann, B. (2014). Plotting regression coefficients and other estimates. *The Stata Journal*, 14 (4), 708–737. doi:<http://www.stata-journal.com/article.html?article=gr0059>
- Jann, B. (2016). Assessing inequality using percentile shares. *The Stata Journal*, 16 (2), 264–300.
- Jann, B. & Combet, B. (2013). Zur Entwicklung der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie*, 38 (2), 177–199.
- Jann, B. & Fluder, R. (2015). *Erbschaften und Schenkungen im Kanton Bern, Steuerjahre 2002 bis 2012* (No. 11). Bern: University of Bern, Department of Social Sciences.
- Jungbauer-Gans, M. & Gross, C. (2009). Erklärungsansätze sozial differenzierter Gesundheitschancen. In M. Richter & K. Hurrelmann (Hrsg.), *Gesundheitliche Ungleichheit* (S. 77–98). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Kakwani, N.C. (1977). Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison. *The Economic Journal*, 87 (345), 71–80.



- Kayser, H. & Frick, J.R. (2000). *Take it or leave it:(non-) take-up behavior of social assistance in Germany* ( No. 210). Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW). Zugriff am 18.8.2015. Verfügbar unter: <http://hdl.handle.net/10419/18180>
- Keeley, B. (2015). *Income Inequality: The Gap between Rich and Poor*. Paris: OECD Publishing. Zugriff am 8.1.2016. Verfügbar unter: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264246010-en>
- Kenworthy, L. (2011). *Progress for the Poor*. Oxford: Oxford University Press. Zugriff am 4.7.2016. Verfügbar unter: <https://books.google.ch/books?hl=de&lr=&id=VQP43RYvVWAC&oi=fnd&pg=PP1&dq=Kenworthy+2011+progress+for+the+poor&ots=5AwRg7rvqt&sig=fnX0YxqZKERlh7DPDTYP9T6-Oil>
- Kirchgässner, G. & Pommerehne, W.W. (1996). Tax harmonization and tax competition in the European Union: Lessons from Switzerland. *Journal of Public Economics*, 60 (3), 351–371.
- Kitchin, R. (2014). Big Data, new epistemologies and paradigm shifts. *Big Data & Society*, 1 (1), 1–12. doi:10.1177/2053951714528481
- Klein, D. (2015). *MIMRGNS: Stata module to run margins after mi estimate* (Statistical Software Components). Chestnut Hill: Boston College Department of Economics. Zugriff am 18.2.2015. Verfügbar unter: <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457795.html>
- Kleven, H.J. & Kopczuk, W. (2011). Transfer program complexity and the take up of social benefits. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3 (1), 54–90.
- Kohler, U., Ehlert, M., Grell, B., Heisig, J.P., Radenacker, A. & Wörz, M. (2012). Verarmungsrisiken nach kritischen Lebensereignissen in Deutschland und den USA. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 64 (2), 223–245. doi:10.1007/s11577-012-0164-7
- Koller, M. & Stahel, W.A. (2011). Sharpening Wald-type inference in robust regression for small samples. *Computational Statistics & Data Analysis*, 55 (8), 2504–2515. doi:10.1016/j.csda.2011.02.014
- Kolly, M. (2011). Quantifizierung der Wechselwirkungen zwischen den Systemen der sozialen Sicherheit. *Soziale Sicherheit CHSS*, (4).
- Kolly, M. (2013). *SHIVALV - Methodenbericht*. Bern: Bundesamt für Sozialversicherungen.
- Kolly, M. (2014). Sonderauswertung AHV-IK Daten: Dezile des Erwerbseinkommens 2005 (Männer, Frauen, 1-11 Monate Erwerbstätig, 12 Monate Erwerbstätig, TOTAL). Bundesamt für Sozialversicherung.
- Kolm, S.-C. (1969). The optimal production of social justice. In J. Margolis & H. Guitton (Hrsg.), *Public Economics* (S. 145–200). London: Mcmillan.
- Korinek, A., Mistiaen, J.A. & Ravallion, M. (2006). Survey nonresponse and the distribution of income. *The Journal of Economic Inequality*, 4 (1), 33–55. doi:10.1007/s10888-005-1089-4
- Korpi, W. & Palme, J. (1998). The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality, and Poverty in the Western Countries. *American Sociological Review*, 63 (5), 661. doi:10.2307/2657333

- Kronauer, M. (2007). Integration und Ausschluss. Neue Formen der sozialen Ungleichheit. In P. Gazareth, A. Juhasz & C. Magnin (Hrsg.), *Neue soziale Ungleichheit in der Arbeitswelt* (S. 45–58). Konstanz: UVK Verlagsgesellschaft.
- Krueger, A.B. (1993). How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989. *The Quarterly Journal of Economics*, 108 (1), 33–60.  
doi:10.2307/2118494
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45 (1), 1–28.
- Lambert, P.J. (1993). Inequality reduction through the income tax. *Economica*, 357–365.
- Layte, R. & Whelan, C. (2003). Moving in and out of poverty. *European Societies*, 5 (2), 167–191.
- Lazear, E. & Rosen, S. (1981). Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts. *Journal of Political Economy*, 89 (5), 841–64.
- Leisering, L. & Leibfried, S. (1999). *Time and Poverty in Western Welfare States. United Germany in Perspective*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lenski, G.E. (1977). *Macht und Privileg*. Berlin: Suhrkamp.
- Lerman, R.I. & Yitzhaki, S. (1985). Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States. *The review of economics and statistics*, 151–156.
- Leu, R.E., Burri, S. & Priester, T. (1997). *Lebensqualität und Armut in der Schweiz*. Bern: Haupt.
- Levy, F. & Murnane, R.J. (1992). US earnings levels and earnings inequality: A review of recent trends and proposed explanations. *Journal of Economic Literature*, 30 (3), 1333–1381.
- Link, B.G. & Phelan, J.C. (2001). Conceptualizing Stigma. *Annual Review of Sociology*, 27, 363–385.
- Mahler, V.A. & Jesuit, D.K. (2006). Fiscal redistribution in the developed countries: new insights from the Luxembourg Income Study. *Socio-Economic Review*, 4 (3), 483–511.
- Marx, I., Salanauskaite, L. & Verbist, G. (2013). *The Paradox of Redistribution Revisited: And that it May Rest in Peace?* (No. 7414). Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA). Zugriff am 5.4.2016. Verfügbar unter: <https://ssrn.com/abstract=2276306>
- Marx, I. & Van Rie, T. (2014). The policy response to inequality: Redistributing income. In W. Salverda, B. Nolan, D. Checchi, I. Marx, A. McKnight, I.G. Toth et al. (Hrsg.), *Changing Inequalities in Rich Countries: Analytical and Comparative Perspectives* (S. 239–264). New York: Oxford University Press.
- Marx, K. (1867). *Das Kapital*. Hamburg: Verlag von Otto Meissner.
- Matsaganis, M. & Flevotomou, M. (2007). *The impact of mortgage interest tax relief in the Netherlands, Sweden, Finland, Italy and Greece* (EUROMOD Working Paper Series No. EM2/07). Essex: Institute for Social and Economic Research (ISER), University of Essex. Zugriff am 20.5.2016. Verfügbar unter: <http://hdl.handle.net/10419/68954>
- Matthews, S. (2011). *Trends in top incomes and their tax policy implications* (OECD Taxation Working Papers No. 4). Paris: OECD Publishing. Zugriff am 5.7.2016. Verfügbar unter: DOI: <http://dx.doi.org/10.1787/5kg3h0v004jf-en>

- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *The Journal of Political Economy*, 66 (4), 281–302.
- Mira d'Ercole, M. & Salvini, A. (2003). *Towards Sustainable Development* (OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 12). Zugriff am 14.10.2014. Verfügbar unter: [http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/towards-sustainable-development\\_221667753377](http://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/towards-sustainable-development_221667753377)
- Modetta, C. & Müller, B. (2012). Einkommensungleichheit und staatliche Umverteilung. *Bundesamt für Statistik, Neuchâtel*.
- Moffitt, R. (1983). An Economic Model of Welfare Stigma. *The American Economic Review*, 73 (5), 1023–1035.
- Mood, C. (2010). Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review*, 26 (1), 67–82.  
doi:10.1093/esr/jcp006
- Morel, N., Palier, B. & Palme, J. (2009). *What future for social investment?* Institute for Futures Studies.
- Morel, N., Palier, B. & Palme, J. (2012). *Towards a social investment welfare state?: ideas, policies and challenges*. Bristol: Policy Press.
- Morel, N., Zemmour, M. & Touzet, C. (2016). Fiscal Welfare – Political economy of fiscal welfare policies. Zugriff am 1.7.2016. Verfügbar unter: <http://fiscalwelfare.eu/>
- Morlok, M., Liechti, D., Lalive, R., Aderonke, O. & Zweimüller, J. (2014). *Evaluation der arbeitsmarktlichen Massnahmen. Wirkung auf Bewerbungsverhalten und -chancen* (No. 41). Bern: Staatssekretariat für Wirtschaft (SECO).
- Morris, M. & Western, B. (1999). Inequality in Earnings at the Close of the Twentieth Century. *Annual review of sociology*, 623–657.
- Muffels, R.J., Tsakloglou, P. & Mayes, D.G. (2002). *Social exclusion in European welfare states*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Nadai, E. (2007). Die Vertreibung aus der Hängematte: Sozialhilfe im aktivierenden Staat. In Denknitz (Hrsg.), *Zur politischen Ökonomie der Schweiz (Jahrbuch 2007)* (S. 10–19). Zürich: Edition 8.
- Neuenschwander, P., Hümbelin, O., Kalbermatter, M. & Ruder, R. (2012). *Der schwere Gang zum Sozialdienst: Wie Betroffene das Aufnahmeverfahren der Sozialhilfe erleben*. Zürich: Seismo.
- OECD. (2008). *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2010). *Tax Expenditures in OECD Countries*. Paris: OECD Publishing. Zugriff am 5.7.2016. Verfügbar unter: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264076907-en>
- OECD. (2011). *Divided We Stand. Why Inequality Keeps Rising*. OECD Publishing.
- OECD. (2013). *OECD Framework for Statistics on the Distribution of Household Income, Consumption and Wealth*. Paris: OECD Publishing. Verfügbar unter: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264194830-en>

- OECD. (2015). *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*. Paris: OECD Publishing. Zugriff am 22.5.2015. Verfügbar unter: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264235120-en>
- Okun, A.M. (2015). *Equality and efficiency: The big tradeoff*. Washington, DC: Brookings Institution Press.
- Olk, T. (2008). Soziale arbeit und sozialpolitik Notizen zu einem ambivalenten verhältnis. In Bielefelder Arbeitsgruppe (Hrsg.), *Soziale Arbeit in Gesellschaft* (S. 287–298). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Ostry, M.J.D., Berg, M.A. & Tsangarides, M.C.G. (2014). *Redistribution, Inequality, and Growth* (No. 14/2). New York: International Monetary Fund.
- Parker, S.C. (1998). Income Inequality and the Business Cycle: A Survey of the Evidence and Some New Results. *Journal of Post Keynesian Economics*, 21 (2), 201–225.
- Peichl, A. & van Kerm, P. (2007). *PROGRES: Stata module to measure distributive effects of an income tax* (Statistical Software Components). Chestnut Hill: Boston College Department of Economics. Zugriff am 29.7.2016. Verfügbar unter: <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456867.html>
- Peters, R. (2005). *Effet des déductions du l'impôt fédéral direct des personnes physiques*. Bern: Eidgenössische Steuerverwaltung.
- Piketty, T. (2001). *Les hauts revenus en France au XXe siècle: inégalités et redistributions : 1901-1998*. Paris: Éditions Grasset & Fasquelle.
- Piketty, T. (2003). Income Inequality in France, 1901-1998. *Journal of Political Economy*, 111 (5), 1004–1042.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge: Harvard University Press.
- Piketty, T. & Saez, E. (2003). Income inequality in the United States, 1913–1998. *The Quarterly Journal of Economics*, 118 (1), 1–41.
- Plotnick, R. (1981). A measure of horizontal inequity. *The review of Economics and Statistics*, 63 (2), 283–288.
- Portmann, U. (2012). *Statistik der Ergänzungsleistungen zur AHV und IV 2012*. Bern: Bundesamt für Sozialversicherungen.
- Regionalkonferenz Bern-Mittelland. (2010). *Empfehlungen für eine einheitliche Mietzinspraxis in der Sozialhilfe*. Bern: Regionalkonferenz Bern Mittelland. Zugriff am 18.4.2016. Verfügbar unter: <http://www.bernmittelland.ch/wAssets/docs/themen/soziales/Empfehlungen-fuer-eine-einheitliche-Mietzinspraxis.pdf>
- Rennwald, L. & Zimmermann, A. (2016). *Der Wahlentscheid der Arbeiter in der Schweiz, 1971-2011* (No. 4). Zugriff am 28.4.2016. Verfügbar unter: <http://socialchangeswitzerland.ch>
- Reynolds, M. & Smolensky, E. (1977). Post-fisc distributions of income in 1950, 1961, and 1970. *Public Finance Review*, 5 (4), 419–438.
- Rifkin, J. (2014). *The zero marginal cost society: the internet of things, the collaborative commons, and the eclipse of capitalism*. London: Macmillan.
- Riphahn, R.T. (2001). Rational poverty or poor rationality? The take-up of social assistance benefits. *Review of income and wealth*, 47 (3), 379–398.

- Rousseeuw, P., Croux, C., Todorov, V., Ruckstuhl, A., Salibian-Barrera, M., Verbeke, T. et al. (2015). *robustbase: Basic Robust Statistics*.
- Ruch, T., Aeberhard, P., Bag, F., Csonka, Y., Wayra, C., Fink, D. et al. (2011). *Statistischer Sozialbericht Schweiz 2011*. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
- Ruch, T. & Priester, T. (2013). *Sozialbericht Schweiz: Aktualisierung der wichtigsten statistischen Informationen*. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik (BFS).
- Salverda, W., Nolan, B., Checchi, D., Marx, I., McKnight, A. & Toth, I.G. (2014). *Changing Inequalities in Rich Countries: Analytical and Comparative Perspectives*. Oxford: Oxford University Press.
- Salzgeber, R., Fritschi, T. & Graf, T. (2010). *Zeitliche Verläufe in der Sozialhilfe*. Bern: Berner Fachhochschule. Zugriff am 24.6.2015. Verfügbar unter: [http://www.wgs.bfh.ch/fileadmin/wgs\\_upload/soziale\\_arbeit/04\\_forschung/VerlaeuferSH\\_Bericht\\_BFH\\_7\\_5\\_10v2.pdf](http://www.wgs.bfh.ch/fileadmin/wgs_upload/soziale_arbeit/04_forschung/VerlaeuferSH_Bericht_BFH_7_5_10v2.pdf)
- Salzgeber, R., Fritschi, T., von Gunten, L., Hümbelin, O. & Koch, K. (2014). *Analyse der zeitlichen Verläufe in der Sozialhilfe*. Bern: BFH.
- Särndal, C.-E., Swensson, B. & Wretman, J. (2003). *Model Assisted Survey Sampling*. New York: Springer.
- Schaltegger, C.A. & Gorgas, C. (2011). The Evolution of Top Incomes in Switzerland over the 20th century. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 147 (4), 479–519.
- Schmidheiny, K. (2006). Income segregation and local progressive taxation: Empirical evidence from Switzerland. *Journal of Public Economics*, 90 (3), 429–458.
- Schultz, T.W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51 (1), 1–17.
- Schwab, K. (2016). *Die Vierte Industrielle Revolution*. München: Pantheon.
- Sen, A. (1973). On economic inequality. *OUP Catalogue*. Zugriff am 23.9.2014. Verfügbar unter: <http://ideas.repec.org/b/oxp/obooks/9780198281931.html>
- Sen, A. (1999). *Ökonomie für den Menschen. Wege zu Gerechtigkeit und Solidarität in der Marktwirtschaft*. München, Wien: Carl Hanser Verlag.
- Shorrocks, A., Davies, J. & Lluberá, R. (2013). *Global Wealth Databook 2013*. Zürich: Credit Suisse Research Institute.
- Sinn, H.-W. (1997). The selection principle and market failure in systems competition. *Journal of Public Economics*, 66 (2), 247–274.
- SKOS. (2005). *Richtlinien für die Ausgestaltung und Bemessung der Sozialhilfe*. Bern: Schweizerische Konferenz für Sozialhilfe (SKOS).
- SKOS. (2014). *Das soziale Existenzminimum der Sozialhilfe*. Bern: Schweizerische Konferenz für Sozialhilfe (SKOS).
- Smith, A. (1776). *The wealth of Nations*. Amherst: Prometheus Books.
- Smith, J.D. (1987). Recent trends in the distribution of wealth in the US: data, research problems, and prospects. In E.N. Wolff (Hrsg.), *International Comparisons of the Distribution of Household Wealth* (S. 72–90). New York: Oxford University Press.

- SNA. (2009). *System of national accounts 2008*. New York: European Commission, International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations, World Bank.
- Statista. (2016). Arbeitslosenquote in Europa: Arbeitslosigkeit pro Land 2016. *Statista*. Zugriff am 10.10.2016. Verfügbar unter:  
<https://de.statista.com/statistik/daten/studie/160142/umfrage/arbeitslosenquote-in-den-eu-laendern/>
- Stiglitz, J.E. (2012). *The price of inequality*. New York, London: W.W. Norton & Company.
- Stutz, H., Bauer, T. & Schmutz, S. (2007). *Erben in der Schweiz. Eine Familiensache mit volkswirtschaftlichen Folgen*. Zürich: Rüegger.
- Suits, D.B. (1977). Measurement of Tax Progressivity. *The American Economic Review*, 67 (4), 747–752.
- Suter, C. (2010). Redistributionsleistungen des Schweizer Sozialstaats. In M. Budowski & M. Nollert (Hrsg.), *Soziale Ungleichheiten* (S. 197–213). Zürich: Seismo.
- Szydlik, M. (2011). Erben in Europa. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 63 (4), 543–565. doi:10.1007/s11577-011-0152-3
- Taylor-Gooby, P. (2008). The New Welfare State Settlement in Europe. *European Societies*, 10 (1), 3–24. doi:10.1080/09571260701526964
- Tiebout, C.M. (1956). A pure theory of local expenditures. *The journal of political economy*, 64 (5), 416–424.
- Titmuss, R.M. (1958). The social division of welfare: some reflections on the search for equity. *Essays on the welfare state* (S. 34–55). London: Georg Allen & Unwin.
- UNECE. (2011). *Canberra Group. Handbook on Household Income Statistics*. Geneva: United Nations.
- UNECE & EUROSTAT. (2006). *Conference of European Statisticians Recommendations for the 2010 Censuses of Population and Housing*. New York and Geneva: United Nations.
- Urban, I. & Lambert, P.J. (2008). Redistribution, Horizontal Inequity, and Reranking How to Measure Them Properly. *Public Finance Review*, 36 (5), 563–587.  
doi:10.1177/1091142107308295
- Vandenbroucke, F. (2001). The Active Welfare State: a social-democratic ambition for Europe. *The Policy Network Journal*, 1 (1), 4.
- Van Oorschot, W. (1991). Non-take-up of social security benefits in Europe. *Journal of European social policy*, 1 (1), 15–30.
- Van Oorschot, W. (2002). Targeting welfare: On the functions and dysfunctions of means-testing in social policy. In P. Townsend & D. Gordon (Hrsg.), *World Poverty: New Policies to Defeat an Old Enemy*. (S. 171–193). Bristol: Policy Press.
- Van Oorschot, W.J. (1995). *Realizing rights: a multi-level approach to non-take-up of means-tested benefits*. Aldershot: Avebury.
- Verbist, G. & Figari, F. (2014). *The redistributive effect and progressivity of taxes revisited: An International Comparison across the European Union* (No. 88). Amsterdam: AIAS,

- Amsterdam Institute for Advanced Labour Studies. Zugriff am 5.4.2016. Verfügbar unter:  
<https://ideas.repec.org/p/aia/ginidp/88.html>
- Vimentis. (2013). Armutsgrenze : Lexikon. *Vimentis*. Zugriff am 13.3.2015. Verfügbar unter:  
<http://www.vimentis.ch/d/lexikon/458/Existenzminimum.html>
- Wang, C. & Caminada, K. (2011). *Disentangling Income Inequality and the Redistributive Effect of Social Transfers and Taxes in 36 LIS Countries* ( No. 567). Luxembourg: Luxembourg Income Study (LIS). Zugriff am 8.6.2016. Verfügbar unter:  
<http://www.lisdatacenter.org/wps/liswps/567.pdf>
- Wang, C., Caminada, K. & Goudswaard, K. (2012). Die Umverteilungswirkung von Sozialtransferprogrammen und Steuern: Verschiedene Länder im Vergleich. *Internationale Revue für Soziale Sicherheit*, 65 (3), 31–54. doi:10.1111/j.1752-1726.2012.01435.x
- Wang, C., Caminada, K. & Goudswaard, K. (2014). Income redistribution in 20 countries over time. *International Journal of Social Welfare*, 23 (3), 262–275. doi:10.1111/ijsw.12061
- Whelan, C.T. & Maître, B. (2008). New and 'old' social risks: life cycle and social class perspectives on social exclusion in Ireland. *The Economic and Social Review*, 39 (2), 131–156.
- Wilkinson, R.G. & Pickett, K.E. (2009). Income inequality and social dysfunction. *Annual Review of Sociology*, 35, 493–511. doi:10.1146/annurev-soc-070308-115926
- Wolff, E.N. (1987). Estimates of household wealth inequality in the US, 1962–1983. *Review of Income and Wealth*, 33 (3), 231–256.
- World Economic Forum. (2013). *Global Risks 2013. Eighth Edition*. Geneva: World Economic Forum.
- Wright, E.O. (1985). Was bedeutet neo und was heißt marxistisch in der neomarxistischen Klassenanalyse? In H. Strasser & J.H. Goldthorpe (Hrsg.), *Die Analyse sozialer Ungleichheit* (S. 238–266). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

## Selbständigkeitserklärung

„Ich erkläre hiermit, dass ich diese Arbeit selbständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Quellen benutzt habe. Alle Koautorenschaften sowie alle Stellen, die wörtlich oder sinngemäss aus Quellen entnommen wurden, habe ich als solche gekennzeichnet. Mir ist bekannt, dass andernfalls der Senat gemäss Artikel 36 Absatz 1 Buchstabe o des Gesetzes vom 5. September 1996 über die Universität zum Entzug des aufgrund dieser Arbeit verliehenen Titels berechtigt ist.“

Bern, den 18. November 2016

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'O. Hümbelin', with a stylized, cursive script.

Oliver Hümbelin